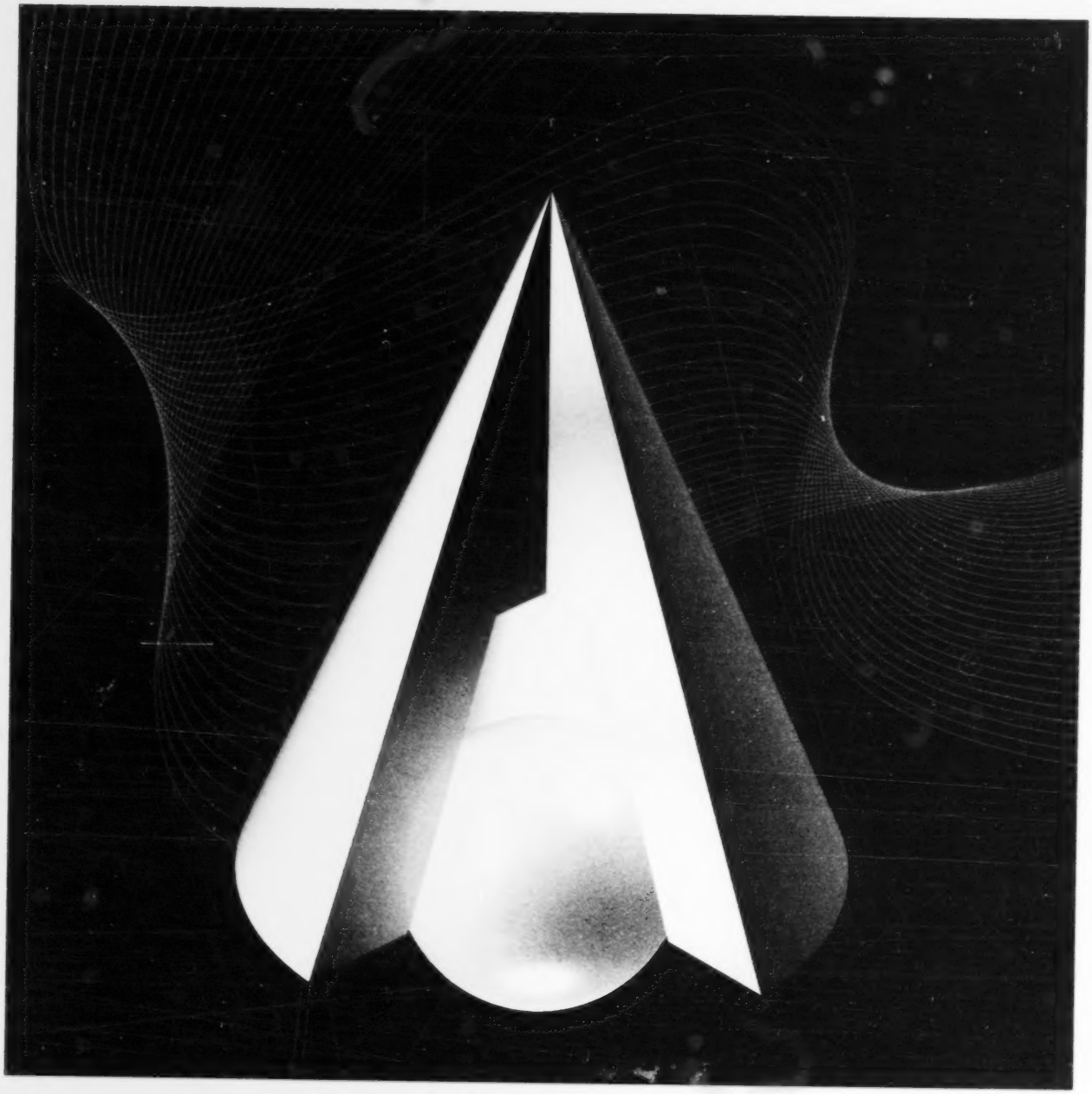
Research Paper Series

Analytical Studies Branch

Wage Progression of Less Skilled Workers in Canada: Evidence from the SLID (1993-1998)

by Xuelin Zhang

No. 194



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ANALYTICAL STUDIES BRANCH
RESEARCH PAPER SERIES

The Analytical Studies Branch Research Paper Series provides for the circulation, on a pre-publication basis, of research conducted by Branch staff, visiting Fellows and academic associates. The Research Paper Series is intended to stimulate discussion on a variety of topics including labour, business firm dynamics, pensions, agriculture, mortality, language, immigration, statistical computing and simulation. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions. A list of titles appears inside the back cover of this paper.

Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices, provincial statistical focal points, research institutes, and speciality libraries. These papers can be downloaded from the Internet at *www.statcan.ca*.

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
24th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-1804

Wage Progression of Less Skilled Workers in Canada: Evidence from the SLID (1993-1998)

by Xuelin Zhang

No. 194

11F0019MIE No. 194
ISSN: 1205-9153
ISBN: 0-662-33013-7

Business and Labour Market Analysis Division
24-E R.H. Coats Building, Ottawa, K1A 0T6
Statistics Canada (613) 951-4295
Facsimile Number: (613) 951-5403
The paper is available on Internet: (www.statcan.ca)

December 6, 2002

I wish to thank Garnett Picot for encouraging me to work on this project. I also thank Michael Baker, René Morissette, Marie Drolet and Chris Minns for their comments and suggestions. All remaining errors are my own.

This paper represents the views of the authors and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Aussi disponible en français

103-02143/

Table of Contents

I. Introduction 1

II. An Overview of Wage Progression of Less Skilled Workers 2

III. The Empirical Model and Estimation Strategy 4

IV. Empirical Results 6

1. Descriptive Statistics 6
2. Estimation Results: Returns to Job Tenure and Work Experience 7
3. Some Simulation Results 9
4. The High Returns to Schooling 13
5. The Effects of Other Variables on Wage Growth 14

V. Summary and Conclusions 14

References 23

Abstract

The wage progression of less skilled workers is of particular policy interest in light of evidence of skill biased technology changes. There exists two conflicting views regarding the wage progression of less skilled workers. One view believes that work experience is the driving force for wage growth of less skilled workers and hence effective policies should encourage workers to participate in the labour market and accumulate work experience. The other view stresses that less skilled workers are mostly locked into dead-end jobs in which wages are stagnant and policies that facilitate job shopping (changing jobs and employers) would be desirable.

Job tenure is a key factor in testing the hypothesis that less skilled workers are locked into dead-end jobs. If the return to tenure is 0, the hypothesis cannot be rejected. Using data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) 1993-1998, I estimate an extended human capital model of wage growth for less skilled workers. In order to compare the wage growth mechanisms for workers with different skill endowments, the model is also estimated for workers with higher skill level. The empirical result implies that the return to job tenure for less skilled workers is significantly different from 0. This is inconsistent with the view that less skilled workers are locked into dead-end jobs. The return to job tenure is also found to be greater than the return to total labour market experience for less skilled workers. This finding supports the notion that firm-specific human capital acquired by less skilled workers substitutes for their low general human capital endowments. And the accumulation of firm-specific human capital by less skilled workers greatly improves their earnings prospect.

Keywords: less skilled workers, wage progression, firm-specific human capital, job tenure, unobserved heterogeneity.

JEL Classification: J31, J41, C23.

I. Introduction

Like other industrialized nations, Canada has experienced rapid technology changes over the past two decades. Economists often postulate that these technological changes lead to a skill biased demand shift in the labour market, which is a key factor in explaining the diverging labour market outcomes of workers of different skill levels.[1] One of the labour market outcomes is the large increase in the "return to skills", which causes concerns with respect to the earnings prospect of less skilled workers[2] and prompts us to study the mechanism of wage progression of less skilled workers.

In a seminal work on wage progression of less skilled workers, Gladden and Taber (2000) link two conflicting views on wage growth of the poor and welfare mothers to wage growth of less skilled workers. One view stresses that low-wage workers are often locked into dead-end jobs in which wages remain stagnant. Another view postulates that the lack of work experience prevents the wage growth of these disadvantaged workers. Their study finds that some, but not all less skilled workers are locked into dead-end jobs, and although work experience does help, it is not a magic bullet. They also find that a substantial amount of wage growth of less skilled workers comes from job changes. They conclude that less skilled workers should be encouraged to work such that work experience are accumulated, they should be encouraged to shop for better jobs (new employers) and they should be protected from being laid off.

Since their wage data is based on annual earnings and annual hours worked, they are not able to estimate the effects of observed job characteristics such as job tenure on wage growth. For the same reason, they are not able to control for unobserved job heterogeneity, and hence their estimates of the effects of work experience and job changes[3] are likely to be biased. This paper attempts to explore the mechanics of wage progression of young Canadian workers with respect to their skill levels using data from the 1993-1998 Survey of Labour and Income Dynamics (SLID). The empirical model is more flexible than that of Gladden and Taber (2000) since SLID allows the inclusion of controls for both worker and job characteristics. The estimation technique is based on Altonji and Shakotko (1987). Their work extends the instrumental variable generalized least square (IVGLS) estimation procedure proposed by Hausman and Talyor (1981). The procedure is capable of achieving estimation efficiency by dealing with the within-worker and the within-job correlation of unobserved worker and job match effects. The returns to general work experience and firm-specific work experience (that is, job tenure) are separately identified. In addition, the model allows a number of key regressors such as work experience, job tenure, years of education, full- and part-time status, union status, and student status to be correlated with the unobserved person/job effects and the idiosyncratic error term.

Studies by Altonji and Shakotko (1987) and Light and McGarry (1998) find that the return to total labour market experience is higher than the return to job tenure. Topel (1991), on the other hand, finds evidence that wages rise with seniority even after controlling for total labour market experience. This study confirms the finding that for high skilled male workers, the return to work

---

[1] See for example, Juhn, Murphy and Pierce (1993).

[2] U.S evidence suggests the real wages of the less educated U.S. men (10 to 12 years of education) have declined by over 20% since the late seventies (Beaudry and Green (1997)).

[3] As well as other coefficients.

experience is greater than that to job tenure. But for less skilled workers—male and female, the return to job tenure is greater than the return to total labour market experience. The result is somewhat mixed for female high skilled workers, however. The findings imply that firm-specific human capital acquired by less skilled workers may substitute for their (lower) general human capital. And less skilled workers may substantially be better off by staying on their jobs instead of frequently changing their jobs.

The rest of the paper is organized as follows. Section II describes the data and summarizes the observed wage progression in the sample. Section III specifies the wage model and discusses estimation issues. Section IV presents the empirical results, and the final section contains a summary and conclusions.

II. An Overview of Wage Progression of Less Skilled Workers

To make the study comparable to that of Gladden and Taber (2000), the targeted population of this study is young workers aged 16 to 30 in 1993.[4] One particular difficulty in studying the wage progression mechanism for workers at different skill levels is to determine who is less skilled and who is highly skilled. Gladden and Taber (2000) define low- to moderate-skilled workers as those who have completed only twelve or fewer years of schooling (high school dropouts and high school graduates). This study follows their approach by classifying high school graduates and those whose education are below high school as less (or low) skilled workers,[5] and those with above high school education as high-skilled workers, or skilled workers for short. Admittedly, the education level of some workers may change over time. To simplify the matter, this study focuses on workers whose skill levels are fixed such that less skilled workers do not advance into the highly skilled group of workers.[6]

The final sample of this study consists of 6,651 workers and 31,182 wage records. Aside from the above considerations, the following criteria are employed in establishing the final sample. (1) Those who worked in agriculture and fishing industries, 2.5% of the original worker records, are excluded. (2) Those with missing schooling information (about 1% of the worker records) are excluded. (3) Jobs without a starting date are excluded since job tenure cannot be calculated for these jobs. They account for about 13% of the original job records.[7] (4) Jobs ended within their

---

[4] The primary source of Gladden and Taber (2000) is the U.S. National Longitudinal Study of Youth (NLSY), which begun in 1979 for youth aged 14 to 22. Their secondary data source draws from the March annual demographic supplement to the Current Population Survey (CPS) for people born between 1957 and 1964 (who were between 14 to 22 years old in 1979). SLID collects job information for persons aged 16 to 69. To make the sample reasonably large, I draw the working sample for people aged between 16 to 30 in 1993. A potential benefit by focusing on young workers is that one may obtain more accurate information regarding work experience and job tenure from them than from old workers.

[5] Since the focus is young workers, including high school graduates in the low-skill category makes the sample of low-skilled workers reasonably large.

[6] However, we do allow workers to change their education level within their skill levels. Hence, a worker with less than high school education may obtain a high school diploma during the sampling period; and a worker with education at the university level may obtain a graduate degree latter. Approximately one in four workers aged between 16-30 in 1993 increased their education level from high school or below to above high school by 1998.

[7] Even though this is a fairly large portion, the sample means (standard deviations) of the variables involved are increased (decreased) very little before and after the elimination. For example, the mean (in logarithm) hourly

starting years are also excluded. Since SLID provides only one wage record for each of those jobs that ended within their starting years, the job specific wage means are the same as the wages themselves for these jobs, and hence contribute no useful information once wages are differentiated from their means. They account for 5% of the original job records. A detailed sample count is provided in Table 1.

Table 1. Sample Distribution Across Sexes and Skill Levels

	Number of individuals		Number of wage records
Men			
Low skill	1,527		6,126
High skill	1,846		9,575
Women			
Low skill	1,176		4,356
High skill	2,102		11,125
Total	6,651		31,182

The means of log hourly wage rate during 1993-1998 for the above sample are contained in Table 2.[8] The table (part I) shows that female less skilled workers suffered a nearly 5% wage decrease during these years, while the other three groups of workers experienced considerable wage growth over the same period. Male high-skilled workers faired the best with an 18% increase (change in the means of log hourly real wage rate), they are followed by female high-skilled workers with an 12% increase, and male less skilled workers with a 10% change.

Table 2. Means of Log Hourly Wage Rate by Gender and Skill Level (1993 $)

I. Mean wage rate of all observations					
	Male			Female	
	Less skilled	Highly skilled		Less skilled	Highly skilled
1993	2.30	2.52		2.17	2.38
1994	2.37	2.60		2.18	2.41
1995	2.35	2.60		2.16	2.40
1996	2.38	2.64		2.13	2.44
1997	2.38	2.64		2.11	2.46
1998	2.40	2.70		2.13	2.50
1993-1998	0.10	0.18		-0.04	0.12
# of wage records	6,126	9,575		4,356	11,125
II. Balanced (worker) panel					
1993	2.32	2.54		2.17	2.40
1998	2.55	2.77		2.31	2.57
1993-1998	0.23	0.23		0.14	0.17
# of workers	507	785		358	867

wage for all workers in 1998 (current dollar) is 2.6373 before the elimination, it becomes 2.6388 after the elimination, while the corresponding standard deviations are 0.4687 and 0.4684, respectively.

[8] Hourly wage rates are adjusted into 1993 constant dollars.

The above results should be interpreted with caution since workers in each group are not exactly the same individuals at the start and at the end of the comparison periods. After the starting year, some new workers could enter the panel, and some workers who were observed at the starting point might have dropped out of the labour market. If workers are not homogenous within their gender and skill group, the dropouts and additions will lead to biased estimates. For example, if the withdrawals of less skilled workers are due to their poor labour market outcomes, and those who remain in the panel were those who performed better, the observed wage gain of the group during the entire period will be higher than the true wage gain. To examine the problem, the wage growth rates are also calculated for workers who were in the SLID survey and employed in both 1993 and 1998 (the panel is balanced in terms of workers, but unbalanced in terms of wage records). The result provides a largely different picture. Part II of Table 2 shows that, the wage growth of less skilled workers are very similar to that of high-skilled workers, although the wage level of high-skilled workers remains higher than that of less skilled workers.

It is not clear which of the two panels of Table 2 reveals the true wage growth. If workers are homogenous in terms of labour market performance within their own gender and skill group, results from Panel I may be closer to the true wage growth than results from Panel II of Table 2. Otherwise, Panel II provides better estimates for wage growth. Of course, it could be the case that none of the two pictures depicted by the Table 2 is correct. We will have to control for worker and job characteristics as well as other sources of wage variations in order to accurately assess the wage progression for less skilled workers.

III. The Empirical Model and Estimation Strategy

The empirical model assumes the log hourly wage rate w_{ijt}, received by worker i on job j at time t, is determined by the following equation.

$$w_{ijt} = \mathbf{X}_{ijt}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

where β is a kx1 vector of coefficients, ε_{ijt} is the idiosyncratic error term, α_i and δ_{ij} are the unobserved individual and job effects that are invariant over time. The error components ε_{ijt}, α_i, and δ_{ij} are assumed to be independently distributed. They all have a mean of 0 and their variances are σ_ε^2, σ_α^2 and σ_δ^2 respectively. X_{ijt} is a 1xk vector that contains human capital variables such as experience, job tenure and years of schooling. Other controls included are union membership, full-time job, student status, firm size, rural worker, year, region and 15 industry dummies.[9] All explanatory variables are time variant.

The human capital variables, union, student, and full-time worker status can be correlated with one or all of the error components of the model. Altonji and Shakotko (1987) argue that job tenure can be correlated with unobserved worker and job characteristics. Good job matches tend to last longer and hence the unobserved match quality is positively correlated with job tenure. Without controlling the unobserved job match quality, the estimated effect of tenure will be biased upwards. On the other hand, highly motivated workers are more likely to receive high wages and are less likely to be laid off, and workers who receive high wages relative to their alternatives will not quit. Failure of controlling unobserved worker heterogeneity tends to bias

[9] Descriptive statistics are presented in Appendix (Table A1).

upwards the tenure coefficient in the OLS regression. The same arguments also apply to work experience, though indirectly, since work experience is the sum of tenures on past jobs. Level of education is another variable that is often argued to be endogenous in the human capital model. Education is less costly for individuals with higher ability and hence they tend to have higher level of education, and high ability workers also earn more for given years of schooling. In addition, it can be argued that the decisions to join a union or to switch from a part-time job to a full-time job can be endogenous. Assuming workers are aware of the union or full-time wage premium, if non-unionized or part-time workers are not satisfied with their current wage rates, rational decision will lead them to join a union or switch from part-time to full-time jobs. Likewise, a low-educated worker may not be satisfied with the current earnings and decide to upgrade his/her skill through more years of schooling.

The correlation between the above regressors and the error components can be dealt with through instrumental variable estimation procedure. Since those regressors are time-variant, the natural candidates of their IVs are the deviations from their job-specific means. By construction, these IVs are strongly correlated with the endogenous explanatory variables but are uncorrelated with the unobserved components.[10] With these instrument variables, the IV estimates for β are consistent,[11] and consistent estimates for σ_ε^2, σ_α^2 and σ_δ^2 can be calculated based on these IV estimates.[12]

However, the IV estimates are not unbiased. In addition, our observations are based both on person and on the jobs he/she held over time. The observation window is different for different workers, and different workers may hold a different number of jobs. A worker may hold more than one job at the same time, and different jobs held by the same worker may last for a different number of periods. Hence, the covariance matrix of the error terms is person-specific. In general, if worker i is observed holding J_i jobs over T_i time periods, the covariance matrix is

$$\Omega_i = \sigma_\alpha^2 \boldsymbol{l}_i \boldsymbol{l}_i' + \sigma_\delta^2 \boldsymbol{G}_i \boldsymbol{G}_i' + \sigma_\varepsilon^2 \boldsymbol{I}_i$$

where $\boldsymbol{l}_i$ is T_ix1 vector of units, G_i is a T_i x J_i matrix whose tj^{th} element is unit if job j is held at time t and is 0 otherwise, and $\boldsymbol{I}_i$ is an identity matrix of order T_i.[13] To obtain efficient estimates for β, the generalized least squares (GLS) procedure must be applied. But different from the case where unobserved job effect is assumed to be 0, in which the GLS estimates can be obtained

[10] Parents' education and measures of health status of the worker are also employed as additional instruments. However, the empirical results are essentially the same with or without them.

[11] Hausman and Taylor (1981).

[12] The IV procedure provides a valid estimate for the sum of the variance components. Using the IV estimates for the βs with deviations from job-specific means, σ_ε^2 can be obtained, while using these βs with deviations from person-specific means, σ_δ^2 can be calculated. With these two variance estimates and the sum of the variance components, σ_α^2 is identified. These estimates enable one to construct the covariance matrix needed by the efficient IVGLS procedure.

[13] For more details on the covariance structure, see Altonji and Shakotko (1987). Light and McGarry (1998) also employ this error structure in their study on job mobility and wage.

through the usual θ-transformation,[14] we have to perform the transformation for each worker individually. For example, in the simplest case where a worker's wage rates on two jobs are observed, the covariance matrix is,

$$\begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}.$$

But if the two wage observations were from the same job (which necessarily lasts two time periods), the covariance matrix will be instead,

$$\begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 \\ \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}.$$

Hence, the transformation matrix depends not only on the number of observations involved for each worker, it also depends on the number of jobs held by each worker, and the duration of each job.

With a consistent estimate for the covariance matrix obtained through the IV procedure and with the original variables being transformed, the IV estimation procedure is again applied to the transformed model. This estimator is referred to as the IVGLS estimator.[15] It is consistent and asymptotically efficient. A number of different specifications of the wage model are estimated. The different specifications hinge on how the potential regressors are correlated with the unobserved error terms.

IV. Empirical Results

1. Descriptive Statistics

The descriptive statistics for variables employed in the regressions are contained in Appendix Table A1. The average log hourly wages for high and less skilled male workers are 2.63 and 2.36, respectively, approximately a 26% difference in average hourly wage rate between them. The corresponding difference between less and high skilled female workers is approximately 29%. The average age of high (less) skilled men is 27.5 (23.1), while the average age of high (less) skilled women is 27.1 (25). The total labour work experience between male less and high skilled workers are quite close (5.9 vs. 5.7 years), while high skilled female workers have a somewhat longer work experience than the less skilled female workers (5.1 vs. 4.7 years). The average year of schooling of high skilled workers is approximately four years longer than that of less skilled workers (15 years vs. 11 years). The average job tenure of high skilled workers is only slightly longer than that of less skilled workers (the difference is about 0.2 year for men and 0.4 year for women). High skilled workers are more likely to be unionized than the less skilled, particularly between female high and less skilled workers (25% vs. 14%). Interestingly, high-

[14] In this case, the covariance matrix is $\sigma_\alpha^2 \, l_t \, l_t' + \sigma_\varepsilon^2 I_t$. Though the dimensions of this matrix are different for different workers in an unbalanced panel, the diagonal elements for all workers are $\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$, and the off diagonal elements are simply σ_α^2.

[15] Altonji and Shakotko (1987).

skilled workers are more likely to enrol in school (full- or part-time) at any point of time (24% vs. 13.5% between male workers, and 25% vs. 18% between female workers) than less skilled workers.

Across industries, male less skilled workers are more likely to work in manufacturing and construction sectors, while their high-skilled counterparts are more likely to work in manufacturing and retail sectors. More than 40% female less skilled workers work in retail and hotel services sectors, while more than 40% high-skilled females work in social services, retail and business services sectors. Finally, slightly below one third high-skilled workers work for the largest firms (1000 or more employees), while more than one third of less skilled males work in firms with less than 20 employees.

2. Estimation Results: Returns to Job Tenure and Work Experience

Three different specifications of the model are estimated separately for male and female less skilled workers. For comparison purposes, the model is also estimated for male and female skilled workers. The estimation results are contained in Tables A2 to A5. The first columns of these tables list the OLS estimates. The second through the fourth columns, under the column titles IVGLS-1, IVGLS-2 and IVGLS-3, present the efficient instrumental variable generalized least squares estimates. The column under IVGLS-1 assumes experience, tenure and their squares, years of schooling, union, student, and full-time status to be endogenous; the column under IVGLS-2 takes union, student, and full-time status away from being endogenous, and the column under IVGLS-3 only assumes job tenure and its squares to be endogenous. This last specification is the most comparable to the IVGLS estimates of Altonji and Shakotko (1987).

For comparison purposes, the OLS estimation results are summarized below. This is followed by detailed discussions of the IVGLS estimation results for each group of workers. The OLS estimates of the model confirm a number of stylized facts such as the low wage rate in retail trade and accommodation industries (manufacture is the reference industry), the higher wage rate for married workers comparing to non-married workers, sizeable union wage premium and evident employer size effect. The OLS estimate of the return to job tenure is greater than the return to work experience for all of the four skill groups. The difference is particularly evident for less skilled workers. The estimated return to job tenure for male less skilled workers is 5.4%, but the estimated return to their work experience is not significantly different from 0. While the estimated return to job tenure for female less skilled workers is 11%, the estimated return to their work experience is negative and likely to be incorrect. These are not surprising since the OLS estimation ignores the potential endogenous problem and unobserved heterogeneity is not controlled, as a result, they are likely to be biased and inconsistent.

Table A2 provides estimates for male less skilled workers. The results are based on 1,527 individuals with 6,126 wage records. The key coefficients estimated are quite similar across the three different specifications. The coefficients on job tenure (0.0515, 0.0517, and 0.0548 under IVGLS-1, IVGLS-2, and IVGLS-3 respectively) are greater than the corresponding coefficients on work experience (0.0298, 0.0351, and 0.0243) for this group of workers. The coefficients on tenure squared of the three specifications (-0.0329, -0.0344, -0.0374) show that wage rises with job tenure at an increasingly slower rate. While the coefficients on experience squared are all negative, they are not significantly different from 0 under IVGLS-1 and IVGLS-3. Only IVGLS-2 produce a coefficient that is significantly different from 0, but its magnitude is fairly small

(-0.0072). This is the case since our sample consists of young workers and the estimates have captured the upward sloping portion of the age-earnings profile.

The results for male skilled workers are contained in Table A3. The table shows that the IVGLS estimates of returns to work experience are greater than the their returns to job tenure. The coefficients on experience are 0.0651, 0.0714 and 00581 under the three specifications. They are far greater than the corresponding estimates for job tenure (0.0135, 0.012 and 0.0235). Different from the case for less skilled male workers, we notice the above estimates vary considerably among the three specifications, likely caused by stronger heterogeneity among skilled male workers. Indeed, the estimated variances of unobserved person and job characteristics (σ^2_α and σ^2_δ) for skilled male workers are all quantitatively larger than those for less skilled male workers in the three specifications (See Tables A2 and A3). On the other hand, the coefficients on experience squared (-0.0134, -0.0166, and -0.013) and the coefficients on tenure squared (-0.0118, -0.0155 and -0.018) indicate diminishing returns to work experience and to job tenure (all the above coefficients are significantly different from 0). However, it can be seen that the coefficients of experience squared and that of the tenure squared are quite close, and again none of them is very large in magnitude.

Table A4 contains the estimates for female less skilled workers. The same comparison between the return to job tenure and the return to work experience is obtained as in the case for male less skilled workers. Under the three specifications, the coefficients of work experience are estimated as 0.0229, 0.0233 and 0.0226, while the corresponding coefficients of job tenure are 0.0325, 0.0451 and 0.0512 (all six of them are significant at the 1% level). Clearly, the three specifications provide very similar estimates for the coefficients on experience. But the estimates for tenure vary considerably. This shall not, however, affect the overall estimates on the return to job tenure as the coefficient on tenure squared (-0.0169, -0.0273 and -0.0303) becomes large in the negative direction when the coefficient on tenure becomes large (0.0325, 0.0451 and 0.0512).

Finally, the results for skilled female workers (Table A5) are somewhat mixed. It is not clear if the return to job tenure is larger than the return to work experience or vice versa. And there are considerable variations in the estimates of the three specifications, even though the coefficients on experience and tenure squared may reduce the variations.

A potential question about the above results is the sensitivity of the estimates. The general conclusion is that the OLS estimators are very robust but the IVGLS estimators are less so. While the OLS estimates of four different specifications confirm that the return to job tenure is larger than that to work experience for all workers, the IVGLS estimates sometimes produce the opposite. However, one particular feature of the IVGLS estimates is that, while the return to job tenure is smaller than that to experience within each skill group, the return to job tenure for less skilled workers is higher than the return to job tenure for skilled workers. In an extreme case in which log wage is assumed to depend only on experience, tenure and their squares, this feature is well illustrated. In Table A6, the coefficients on experience for male skilled and less skilled workers are very close (0.34 vs. 0.33 on experience, -0.12 on experience squared for both groups). Yet the coefficient on tenure is 0.13 for less skilled males, more than twice as large as that for the skilled males (0.06), while the coefficients on tenure squared are -0.1 (for less skilled males) and -0.07 (for skilled males), respectively. For female workers, the table shows clearly that the return to work experience is higher for the skilled than that for the less skilled, and job tenure is more important for the less skilled than for the skilled. So even though the estimated

return to experience can be greater than that to tenure in different specifications, a clear point emerges—less skilled workers receive a higher return to job tenure than skilled workers, while skilled workers receive higher return to work experience than the less skilled workers.

3. Some Simulation Results

To take the non-linear part of the effects of job tenure and work experience on wage rate into consideration, we calculate their partial effects on log wage rate evaluated at the mean and various specific values of tenure and experience. Tables 3, 4 and 5 present the calculated gross effects of job tenure and work experience on log wage rate (based on specifications IVGLS-1, IVGLS-2, and IVGLS-3, respectively). The estimated variances and co-variances of these coefficients are employed to calculate the standard errors of these partial effects.

Table 3. Effects of Tenure and Experience: IVGLS-1 (std. error in parentheses)

	Male less-skilled		Male high-skilled		Female less-skilled		Female high-skilled	
Year	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.
1	.0449 (.0046)	.0289 (.0052)	.0111 (.0043)	.0625 (.0050)	.0291 (.0052)	.0231 (.0062)	.0363 (.0037)	.0431 (.0046)
2	.0384 (.0043)	.0280 (.0056)	.0088 (.0041)	.0598 (.0048)	.0257 (.0049)	.0234 (.0059)	.0319 (.0035)	.0427 (.0043)
3	.0318 (.0050)	.0271 (.0048)	.0064 (.0048)	.0571 (.0047)	.0224 (.0057)	.0237 (.0057)	.0276 (.0041)	.0422 (.0042)
4	.0252 (.0042)	.0262 (.0047)	.0041 (.0041)	.0544 (.0046)	.0190 (.0047)	.0240 (.0055)	.0233 (.0034)	.0418 (.0041)
5	.0186 (.0058)	.0254 (.0047)	.0017 (.0058)	.0517 (.0047)	.0156 (.0067)	.0243 (.0055)	.0189 (.0049)	.0413 (.0041)
6	.0121 (.0045)	.0245 (.0047)	-.0007 (.0047)	.0490 (.0048)	.0122 (.0052)	.0246 (.0059)	.0146 (.0039)	.0409 (.0043)
Mean[16]	.0301 (.0042)	.0246 (.0047)	.0054 (.0041)	.0499 (.0047)	.0221 (.0047)	.0242 (.0055)	.0255 (.0034)	.0413 (.0041)

Table 3 shows that, for male less skilled workers, the average effect of job tenure on log wage is higher than that of work experience (0.030 vs. 0.025). This means that the return to an additional year of tenure is about half a percentage point higher than the return to an additional year of experience. But the average returns to tenure and experience for female less skilled workers are very close (0.022 vs. 0.024). On the other hand, the average return to experience for skilled workers (male and female) is greater than that to job tenure, particularly for skilled male workers, the difference is very evident the return to job tenure for skilled male workers, 0.0054 has a standard error of 0.0041. However, when the calculation is conducted up to the first 3 years for male less skilled workers and up to the first 2 years for female less skilled workers, we can see that their returns to job tenure are greater than their returns to work experience. Comparing with the returns to experience and tenure for skilled workers, we see that the wage progression mechanism of less skilled workers is quite different. For skilled workers, work experience plays

[16] The averages of job tenure for less skilled male and female, highly skilled male and female are 3.25, 3.09, 3.41 and 3.49 years, respectively. The corresponding averages of work experience are 5.85, 4.70, 5.66 and 5.13 years. See Appendix Table A1.

a far more important role than job tenure in their wage formation process, while for less skilled workers, job tenure may be equally if not more important than total labour market experience.

Based on the estimation results of IVGLS-2, Table 4 shows that, for less skilled workers, the average return to job tenure is only slightly higher than that to work experience, while the differences in the average returns for skilled workers are quite evident. During the first 3 years, on the other hand, it pays for the less skilled workers to stay with their employers as the returns to tenure are higher than the returns to experience in these first few years. Again, Table 4 demonstrates that the wage progression mechanisms for skilled and less skilled workers are very different. Work experience contributes far more to wage growth than job tenure for skilled workers. While for less-skilled workers the contribution of job tenure and experience are equally important in the long run. In the first few years of employment, however, job tenure appears to be more important than experience.

Table 4. Effects of Tenure and Experience: IVGSL-2 (std. error in parentheses)

	Male less-skilled		Male high-skilled		Female less-skilled		Female high-skilled	
Year	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.
1	.0448 (.0045)	.0337 (.0053)	.0089 (.0044)	.0680 (.0051)	.0396 (.0055)	.0239 (.0068)	.0345 (.0035)	.0470 (.0045)
2	.0380 (.0043)	.0322 (.0050)	.0058 (.0042)	.0647 (.0049)	.0342 (.0052)	.0246 (.0065)	.0303 (.0035)	.0451 (.0043)
3	.0311 (.0050)	.0308 (.0049)	.0027 (.0050)	.0614 (.0047)	.0287 (.0062)	.0252 (.0062)	.0261 (.0039)	.0431 (.0041)
4	.0242 (.0042)	.0294 (.0047)	-.0004 (.0042)	.0580 (.0047)	.0233 (.0051)	.0259 (.0060)	.0219 (.0032)	.0412 (.0040)
5	.0173 (.0059)	.0279 (.0047)	-.0035 (.0060)	.0547 (.0047)	.0178 (.0073)	.0265 (.0060)	.0177 (.0046)	.0393 (.0040)
6	.0105 (.0046)	.0265 (.0048)	-.0065 (.0048)	.0514 (.0049)	.0123 (.0057)	.0271 (.0061)	.0135 (.0035)	.0374 (.0041)
Mean	.0293 (.0031)	.0268 (.0029)	.0014 (.0030)	.0526 (.0034)	.0282 (.0037)	.0263 (.0040)	.0240 (.0039)	.0391 (.0026)

Finally, results based on IVGLS-3 (Table 5) show that job tenure plays an even more important role than it does under the other two specifications. The average effect of job tenure is higher than the average effect of experience for all female workers and male less skilled workers by a larger amount than in the previous specifications. If we look at the comparison over time, this specification indicates that the effect of tenure is still greater than the effect of experience up to the fourth year of tenure and experience. While results based on the other two models show that effect of tenure is greater than the effect of experience up to the second or the third year of employment.

Table 5. Effects of Tenure and Experience: IVGLS-3 (std. error in parentheses)								
	Male less-skilled		Male high-skilled		Female less-skilled		Female high-skilled	
Year	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.	Tenure	Exp.
1	.0473 (.0045)	.0240 (.0036)	.0199 (.0043)	.0555 (.0038)	.0451 (.0059)	.0233 (.0041)	.0485 (.0037)	.0274 (.0031)
2	.0398 (.0039)	.0237 (.0035)	.0163 (.0041)	.0529 (.0039)	.0391 (.0045)	.0239 (.0036)	.0426 (.0035)	.0276 (.0027)
3	.0324 (.0033)	.0234 (.0033)	.0127 (.0040)	.0503 (.0041)	.0330 (.0038)	.0246 (.0031)	.0368 (.0034)	.0279 (.0023)
4	.0249 (.0029)	.0231 (.0032)	.0091 (.0040)	.0477 (.0043)	.0270 (.0032)	.0252 (.0027)	.0309 (.0035)	.0281 (.0020)
5	.0174 (.0026)	.0228 (.0032)	.0055 (.0041)	.0451 (.0045)	.0209 (.0030)	.0259 (.0023)	.0250 (.0037)	.0283 (.0018)
6	.0099 (.0026)	.0225 (.0033)	.0019 (.0044)	.0425 (.0048)	.0148 (.0031)	.0266 (.0021)	.0191 (.0040)	.0285 (.0017)
Mean	.0305 (.0019)	.0226 (.0017)	.0011 (.0030)	.0434 (.0021)	.0325 (.0018)	.0257 (.0024)	.0339 (.0023)	.0283 (.0018)

To summarize, our results show that job tenure has a greater effect on wages for less skilled workers. For male skilled workers, job tenure only plays a minor role while work experience is the main driving force for their wage growth. But for skilled female workers, the result is somewhat mixed.

However, for those workers who stay on their jobs, job tenure and work experience will change together. It would be more realistic if we allow job tenure and work experience to change at the same time. In this way, we can compare the wage growths of those with longer tenure and those with short tenures within each group of workers. In what follows, the predicted wage is calculated at the end of each year for two types of workers: movers and stayers. A mover changes his/her employer at the beginning of each year, while the stayer stays with his/her employer all the time. Both have no employment interruptions. We assume that they start their employment at the same time and have no previous work experience.[17] Their work experience will be identical but their job tenures will be different: the movers always have one year of job tenure while the stayers' tenure and experience will increase by one at the end of each year. All other variables are fixed at their sample means. Table 6 shows wage growths in three, five, ten and fifteen years of employment for these movers and stayers using estimates of the three specifications.

[17] The same conclusion can be drawn when some previous experience is assumed. For example, one can calculate the wage growths for stayers and movers with five years of working experience. Similarly, the wage growths of frequent movers and rare movers can be calculated. The former will necessarily have short tenures and the latter, longer tenures.

Table 6. Wage Growths of Movers and Stayers

	Male low-skilled		Female low-skilled		Male high-skilled		Female high-skilled	
	Mover	Stayer	Mover	Stayer	Mover	Stayer	Mover	Stayer
IVGLS-1								
Wage at end of year 1	2.17		2.05		2.36		2.23	
Wage growth in...								
3 years	5.6	13.3	5.6	10.8	12.0	13.7	8.5	14.9
5 years	10.9	23.6	10.5	19.4	22.8	25.4	16.9	27.9
10 years	22.5	36.3	22.9	35.6	45.3	45.8	37.0	52.0
15 years	31.9	29.9	36.5	44.5	61.1	54.1	56.1	64.1
IVGLS-2								
Wage at end of year 1	2.20		2.08		2.67		2.27	
Wage growth in...								
3 years	6.5	14.0	4.9	11.8	13.0	14.1	9.0	15.1
5 years	12.3	24.5	10.1	19.4	24.6	25.7	17.3	27.7
10 years	24.5	36.9	24.1	37.7	47.8	43.3	34.5	48.5
15 years	33.4	28.4	40.2	42.2	63.3	45.3	47.3	53.3
IVGLS-3								
Wage at end of year 1	2.27		2.09		2.43		2.29	
Wage growth in...								
3 years	4.7	12.7	4.8	12.6	10.6	13.8	5.5	14.1
5 years	9.4	22.3	9.8	23.4	20.1	25.2	11.2	25.9
10 years	20.4	32.7	23.6	39.7	39.4	42.8	25.6	45.4
15 years	31.2	24.2	38.8	42.8	52.0	45.0	40.5	50.5

The wage rates of movers and stayers are the same at the end of the first year since they both have one year work experience and one year job tenure. But over time, the wage rates of movers and stayers will first diverge and then converge. Under specification IVGLS-1, if a less skilled male worker stays with his employer each year, his wage rate would be increased by 13.3% in three years. But if he changes employer every year, the wage increase would be only 5.6%. The wage gain obtainable by a stayer is thus 7.7% higher than what he would obtain if he changes employer every year. This is referred to as the extra wage gain or growth for a worker who stays on his job (stayer) instead of changing his job every year (mover). The extra wage growth for the stayer would be 7.6% under IVGLS-2 and 8.0% under IVGLS-3 in three years of employment. While in five and ten years, the extra gains for stayers range between 12.4% to 12.9% and 12.3% to 13.8%, respectively. The maximum extra growth obtainable by a less skilled male is between 15% to 16% if he stays with his employer by seven to eight years, after which the extra gain starts to shrink towards 0 (at about the fourteenth year of employment). For less skilled female workers, the results suggest that the extra wage growth obtainable by a stayer ranges between 4.5% to 6.6% in three years, 9.9% to 11.9% in five years, and 8.3% to 10.8% in ten years. A plateau of extra wage gain forms between the 7^{th} year to the 9^{th} year of employment. The maximum extra growth obtainable by a stayer is around 17%, and it shrinks to 0 around the 16^{th} year of employment.

For skilled male workers, the extra growth obtainable by the stayer is limited. The maximum extra gain is around 5%. It can be achieved around the 5^{th} year of employment and shrinks to 0 immediately thereafter. On the other hand, the extra wage growth for skilled female stayers changes in a similar way as that for less skilled male and female stayers. The extra gain in three years of employment ranges between 6.1% to 8.5%. It ranges between 10.4% to 14.7% in five years, between 14% to 20% in ten years, and between 7% to 10% in fifteen years of employment.

The maximum extra gain obtainable by skilled female stayers is between 14% to 20%, and it can be achieved between the 9th and the 10th years of employment.

The above exercise, conditional on employee and job characteristics, shows that less skilled workers would be able to raise their wages faster if they stay with their employers for a long time period than moving frequently between jobs. For less skilled workers with no previous work experience and skilled female workers, the optimal job tenure is around eight to nine years. The extra wage growth is between 15% to 20% if they stay on their jobs up to the optimal tenure rather than changing jobs every year. However, as more and more general labour market experience is accumulated, the direct effect of job tenure on wage growth will eventually disappear.

Based on the above results, it is reasonable to conclude that the returns to job tenure is higher than the returns to total labour market experience for less skilled workers for the first number of years of employment. The earnings prospect of the young (who generally have few years of work experience) less skilled workers can be improved by about 15%-20% if they could stay on their jobs for eight to nine years rather than changing their jobs every year.

4. The High Returns to Schooling

The estimates of the returns to schooling in this study range between 13% to 18% for male and between 13% to 16% for female workers. These are relatively high comparing to the majority of studies on the returns to schooling.[18] It is worthwhile to notice that the sample for this study captures the upward sloping portion of the age-wage profile. Individual workers in the sample are young and have relatively low, homogeneous total labour market experience (see Appendix Table A1). It is not surprising to observe high contributions made by general human capital such as schooling to wage growth for younger workers. Empirically, the estimates are based on IV estimation. It is well known that the IV estimates for returns to schooling are almost always higher than the corresponding OLS estimates, the high returns to schooling of this study compares fairly well to other IV based studies. For example, Hausman and Taylor's (1981) estimates, based on a random Panel Study on Income Dynamics (PSID) sample of 750 males aged between 25-55 in 1968 and 1972, ranges between 12.5% to 21.7%.

To see the sensitivity of returns to tenure and experience with respect to the returns to schooling, some restricted versions of the wage model, where the returns to schooling are fixed at 8% and 10.5% are also estimated.[19] Under the restriction, the main finding that the return to job tenure is higher than the return to total labour market experience for less skilled male workers still holds, as does the opposite for high-skilled male workers. For example, if we fix the return to schooling at 10.5% for male less skilled workers, their returns to job tenure and to work experience become 8.4% and 7.5% respectively, while if their returns to schooling are fixed at 8%, the returns to tenure and experience become 7.4% and 6.2%, respectively. However, once we lower the returns to schooling for female less skilled workers to 8% or 10.5%, their returns to tenure become smaller then their returns to experience.[20]

---

[18] Cards (1999) summarizes a huge number of studies on the returns to schooling. The OLS estimates range between 5% to 11%, while the IV estimates vary between 6% to 15%.

[19] The median estimates summarized in Card (1999) is approximately 10.5%.

[20] Results are available upon request.

5. *The Effects of Other Variables on Wage Growth*

The effects of other explanatory variables in the wage model are quite stable across different specifications. They can be summarized as the follows.

(a) Male workers, regardless of their skill levels, receive approximately a 7% union wage premium, while female workers receive an even higher union premium (11% to 15%).
(b) In general, full-time workers receive a higher hourly wage. Although this is somewhat mixed for female high-skilled workers.
(c) Married workers earn a higher hourly wage, regardless of their gender and skill levels. But the hourly wage rate of married less skilled male workers can be 15% higher than their unmarried counterparts.
(d) Workers in retail, hotel services, and other services industries earn much less than workers in manufacturing sectors.
(e) Workers who work for large firms (those with 500 or more employees and those with more than 1000 employees) earn about 10% wage premium. The firm size premium for high-skilled workers is higher than that for less skilled workers.

V. *Summary and Conclusions*

Facing skill-biased technology changes, it is important to understand the wage progression mechanism of less skilled workers in order to design public policies to enhance the earnings prospect for these workers. Using data extracted SLID 1993-1998, the study estimates an extended human capital model of wage growth for young workers with different skill levels. The empirical model allows a few key explanatory variables such as work experience, job tenure, and year of education to be correlated with unobserved worker characteristics and job match quality. The model is estimated through the IVGLS procedure implemented by Altonji and Shakotko (1987), which is an extension of the work by Hausman and Taylor (1981). The estimators are consistent and asymptotically efficient.

The study finds that the return to job tenure is significantly different from 0. And contrary to the case of skilled workers, job tenure has a higher effect on wage growth than total labour market experience for all less skilled workers. For skilled female workers, however, job tenure may play a bigger role than work experience. The finding implies that firm-specific human capital acquired by less skilled workers can be used as a substitute for their low general human capital. For example, less skilled workers who have no previous work experience may gain an extra 15% to 20% wage growth if they stay on their jobs for about eight to nine years rather than changing their jobs every year.

The finding may also explain, at least in part, the dramatic difference in wage growth observed from the balanced and unbalanced panel of workers (Table 2). Comparing the two panels, workers in the balanced panel are those with longer job tenures, while workers in the unbalanced panel consist of those with relatively short tenures. In fact, the averages are 4.2 years for less skilled males, 3.8 years for skilled males and less skilled females, and 4.1 years for skilled females in the balanced panel.[21] The corresponding means are 3.3, 3.1, 3.4 and 3.5 years when all workers are included (the unbalanced panel, see Table 1A). The longer job tenures of workers in

[21] Author's calculation for workers in Part II of Table 1.

the balanced panel may play an important role in explaining the higher wage growths observed for these workers.

One limit of the study is that the sample size does not allow some meaningful interactions between job tenure and industries or occupations. Such a practice may shed light on wage progression from the dual labour market perspective.[22]

[22] Dickens and Lang (1985).

Appendix A. Descriptive Statistics and Main Estimation Results

Table A1. Mean and Standard Deviation of Variables Employed

	Less skilled male		Skilled male		Less skilled female		Skilled female	
Variables	Mean	st.dev.	Mean	st.dev.	Mean	st.dev.	mean	st.dev.
log wage	2.364	0.414	2.625	0.472	2.147	0.385	2.436	0.449
Experience	5.85	4.908	5.658	4.22	4.697	4.563	5.132	3.91
Experience^2	5.831	7.344	4.982	6.098	4.288	6.425	4.162	5.213
Tenure	3.254	3.299	3.407	3.06	3.088	3.298	3.491	3.263
tenure^2	2.146	4.079	2.097	3.53	2.041	4.054	2.284	3.933
Schooling	11.208	1.511	15.161	2.661	11.262	1.59	14.989	2.269
Union	0.233	0.423	0.27	0.444	0.144	0.351	0.251	0.433
full-time	0.904	0.295	0.928	0.259	0.728	0.445	0.819	0.385
Student	0.135	0.342	0.244	0.43	0.182	0.386	0.246	0.431
Rural	0.195	0.396	0.132	0.339	0.206	0.405	0.124	0.329
Married	0.405	0.491	0.476	0.499	0.517	0.5	0.533	0.499
Atlantic	0.081	0.273	0.073	0.261	0.093	0.29	0.086	0.281
Ontario	0.367	0.482	0.38	0.485	0.366	0.482	0.354	0.478
Quebec	0.201	0.401	0.238	0.426	0.175	0.38	0.254	0.435
Prairies	0.223	0.419	0.176	0.381	0.205	0.403	0.175	0.38
BC	0.124	0.33	0.132	0.338	0.162	0.369	0.131	0.337
Forest	0.018	0.133	0.009	0.096	0.005	0.072	0.003	0.05
Mining	0.024	0.153	0.016	0.127	0.004	0.064	0.006	0.074
Manufacture	0.229	0.42	0.214	0.41	0.141	0.348	0.085	0.279
Construction	0.149	0.356	0.084	0.278	0.008	0.089	0.009	0.092
Transportation	0.068	0.252	0.043	0.202	0.006	0.077	0.013	0.115
Communication	0.026	0.159	0.034	0.181	0.012	0.107	0.022	0.146
whole sale	0.099	0.299	0.077	0.266	0.037	0.188	0.034	0.182
Retail	0.16	0.367	0.148	0.355	0.212	0.409	0.131	0.337
Finance	0.02	0.139	0.027	0.162	0.056	0.229	0.085	0.28
real estate	0.006	0.078	0.008	0.092	0.007	0.083	0.019	0.138
business services	0.028	0.164	0.074	0.262	0.043	0.203	0.106	0.307
public sector	0.024	0.154	0.069	0.254	0.037	0.189	0.066	0.248
education services	0.003	0.052	0.042	0.201	0.019	0.138	0.077	0.266
social services	0.01	0.097	0.026	0.159	0.066	0.248	0.182	0.386
hotel services	0.085	0.279	0.069	0.253	0.23	0.421	0.093	0.29
other services	0.045	0.207	0.053	0.224	0.11	0.313	0.069	0.253
1993	0.15	0.357	0.127	0.333	0.164	0.37	0.129	0.335
1994	0.161	0.368	0.146	0.353	0.156	0.363	0.151	0.358
1995	0.164	0.371	0.163	0.369	0.159	0.366	0.165	0.371
1996	0.172	0.378	0.171	0.376	0.163	0.369	0.174	0.379
1997	0.178	0.382	0.186	0.389	0.178	0.383	0.185	0.388
1998	0.174	0.38	0.207	0.405	0.181	0.385	0.196	0.397
firm size: < 20	0.358	0.48	0.22	0.414	0.295	0.456	0.269	0.443
firm size: 20 to 99	0.201	0.401	0.198	0.398	0.182	0.386	0.178	0.383
firm size: 100 to 499	0.114	0.318	0.149	0.356	0.111	0.314	0.132	0.338
firm size: 500 to 999	0.066	0.248	0.088	0.283	0.072	0.259	0.08	0.272
firm size: >=1000	0.228	0.42	0.324	0.468	0.304	0.46	0.323	0.468
Sample Size	6,126		9,575		4,356		11,125	

Table A2. Male Less Skilled Workers (N=6,126)

	OLS		IVGLS --1		IVGLS --2		IVGLS --3	
Variable	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.
Work experience	0.0027	0.0027	0.0298***	0.0056	0.0351***	0.0057	0.0243***	0.0039
Work experience^2/10	0.0053***	0.0019	-0.0044	0.0033	-0.0072**	0.0033	-0.0015	0.0025
Job tenure	0.0541***	0.0036	0.0515***	0.0049	0.0517***	0.0049	0.0548***	0.0052
Job tenure^2/10	-0.0284***	0.0027	-0.0329***	0.0036	-0.0344***	0.0038	-0.0374***	0.004
Year of schooling	0.0141***	0.0026	0.1781***	0.0044	0.1672***	0.005	0.161***	0.002
Union member	0.1659***	0.01	0.0732***	0.016	0.0706***	0.012	0.0909***	0.0123
Full time worker	0.0232	0.0142	0.0059	0.019	0.0538***	0.0186	0.0939***	0.0131
Enrolled in school	-0.146***	0.0134	0.0442*	0.024	-0.298*	0.0166	-0.0442***	0.0144
Rural resident	0.01	0.0095	0.0234	0.015	0.0321**	0.0144	0.0417***	0.0137
Married	0.153***	0.0088	0.1464***	0.014	0.1449***	0.0138	0.1659***	0.0124
Atlantic region	-0.208***	0.0145	-0.0806***	0.03	-0.0549*	0.0286	-0.0549**	0.0237
Quebec	-0.107***	0.0105	0.0777***	0.024	0.1016***	0.0215	0.0986***	0.0173
Prairies	-0.070***	0.0099	-0.0275	0.024	0.0038	0.0222	0.0021	0.0166
British Colombia	0.1493***	0.0122	0.172***	0.028	0.2138***	0.0264	0.2162***	0.0209
Logging and forest	0.234***	0.0285	0.2508***	0.041	0.2771***	0.038	0.3435***	0.0372
Mining, quarrying & oil	0.2732***	0.0248	0.3439***	0.041	0.3746***	0.0398	0.3740***	0.0388
Construction	0.103***	0.0127	0.0897***	0.025	0.1173***	0.0231	0.1702***	0.0182
Transportation & storage	0.012	0.016	0.0131	0.032	0.0506*	0.0305	0.0906***	0.0254
Communication & utility	-0.116***	0.024	-0.0481	0.047	-0.0514	0.0472	-0.191	0.0418
Wholesale trade	-0.08***	0.014	-0.0389	0.027	-0.0047	0.0263	0.0182	0.022
Retail trade	-0.248***	0.0123	-0.2525***	0.026	-0.2030***	0.0251	-0.1703***	0.0184
Finance & insurance	-0.107***	0.0279	-0.066	0.051	-0.0364	0.0499	-0.0647	0.0468
Real est. & insur. agent	-0.0228	0.0478	0.2038***	0.065	0.2291***	0.0621	0.2505***	0.0596
Business service	-0.0504**	0.0233	-0.1158***	0.036	-0.0948***	0.035	-0.0689**	0.0333
Government service	0.0472*	0.0244	-0.0539	0.039	-0.0026	0.0366	0.0776**	0.0344
Educational service	-0.012	0.0696	0.0572	0.12	0.0795	0.12	0.0634	0.117
Health & social service	-0.113***	0.0379	-0.069	0.052	-0.0044	0.0521	-0.0878*	0.0479
Accommodation & food	-0.277***	0.0155	-0.2716***	0.03	-0.2049***	0.0288	-0.1778***	0.0215
Other services	-0.239***	0.0191	-0.1761***	0.03	-0.1120***	0.0282	-0.1027***	0.0241
1994	0.0815***	0.0129	0.0816***	0.012	0.0841***	0.0126	0.1156***	0.0116
1995	0.0409***	0.0129	0.0258**	0.013	0.0545***	0.0142	0.0691***	0.0119
1996	0.0529***	0.0128	0.029**	0.014	0.0318**	0.0145	0.0556***	0.0126
1997	0.0241*	0.0128	0.0144	0.015	0.151	0.0148	0.0243*	0.0128
1998	0.0483***	0.013	0.0211	0.016	0.307*	0.0164	0.0475***	0.0136
Firm size: 20-99 workers	-0.0055	0.0103	-0.0105	0.013	-0.0048	0.0121	0.0022	0.0116
100 to 499	0.029*	0.0128	-0.0158	0.015	-0.0185	0.0144	0.0038	0.0138
500 to 999	0.0614***	0.0159	0.045***	0.017	0.0467***	0.0173	0.0768***	0.0168
1000 or more workers	0.0593***	0.0109	0.0305**	0.015	0.0515***	0.0141	0.0665***	0.0131
Constant	1.9772***	0.0352	0.0542***	0.018	0.0810***	0.0185	0.0964***	0.0179
σ_u^2	--		0.0247		0.0245		0.0098	
σ_δ^2	--		0.0305		0.0287		0.0287	
σ_ε^2	--		0.0398		0.0424		0.0428	
Adjusted R^2	0.5423		0.928		0.933		0.945	
*. Significant at 10%.								
**. Significant at 5%.								
***. Significant at 1%.								

Table A3. Male Skilled Workers (N=9,575)

Variable	OLS		IVGLS --1		IVGLS --2		IVGLS --3	
	est.	std err	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.
Work experience	0.0156***	0.0029	0.0651***	0.0052	0.0714***	0.0054	0.0581***	0.0038
Work experience^2/10	0.0005	0.002	-0.0134***	0.0031	-0.0166***	0.0033	-0.0130***	0.0025
Job tenure	0.0554***	0.0036	0.0135***	0.0047	0.012**	0.0048	0.0235***	0.0046
Job tenure^2/10	-0.03***	0.0031	-0.0118***	0.0039	-0.0155***	0.0042	-0.0180***	0.0036
Year of schooling	0.039***	0.0015	0.1399***	0.0025	0.1367***	0.0029	0.1282***	0.0014
Union member	0.0555***	0.09	0.0709***	0.0123	0.0786***	0.0099	0.0728***	0.0098
Full time worker	0.1041***	0.0146	0.0382***	0.0152	0.36**	0.0154	0.0675***	0.0112
Enrolled in school	-0.144***	0.0088	-0.059***	0.0096	-0.0496***	0.0083	-0.045***	0.0076
Rural resident	0.0053	0.0108	0.0635***	0.0138	0.0756***	0.0136	0.076***	0.0135
Married	0.1208***	0.0077	0.0505***	0.0107	0.0543***	0.0108	0.0668***	0.0097
Atlantic region	-0.245***	0.0146	-0.0604***	0.0291	-0.0589**	0.0279	-0.0451*	0.0273
Quebec	-0.097***	0.0093	-0.0079	0.0205	0.0068	0.0201	0.0228	0.0172
Prairies	-0.08***	0.0104	0.0522**	0.0221	0.0652***	0.0214	0.0788***	0.0209
British Colombia	0.0622***	0.0104	0.1474***	0.0229	0.1584***	0.0224	0.183***	0.0476
Logging and forest	0.1149***	0.0374	0.1101**	0.055	0.1067**	0.0486	0.1519***	0.0476
Mining, quarrying & oil	0.1409***	0.0287	0.2563***	0.0456	0.2596***	0.0447	0.2739***	0.0435
Construction	0.0476***	0.0148	0.1655***	0.0235	0.1485***	0.0228	0.2058***	0.0208
Transportation & storage	-0.109***	0.0188	0.0761***	0.0289	0.0803***	0.0285	0.1183***	0.0268
Communication & utility	-0.0226	0.0207	0.0396	0.0306	0.044	0.0309	0.0761***	0.0283
Wholesale trade	-0.114***	0.0149	-0.0093	0.0193	-0.0103	0.0201	0.0123	0.018
Retail trade	-0.259***	0.0121	-0.1272***	0.0211	-0.123***	0.022	-0.0788***	0.0176
Finance & insurance	0.1166***	0.0229	0.0813**	0.0383	0.0887**	0.0379	0.1457***	0.0347
Real est. & insur. agent	-0.137***	0.039	-0.0684	0.0442	-0.095**	0.043	-0.0093	0.041
Business service	-0.0226	0.0153	0.0275	0.0245	0.0236	0.0258	0.0761***	0.0211
Government service	-0.0096	0.0157	0.0038	0.0271	0.0068	0.0269	0.0482**	0.0239
Educational service	-0.0204	0.0194	-0.0492	0.0328	-0.038	0.0328	0.0074	0.0293
Health & social service	-0.115***	0.0231	0.0261	0.044	0.0217	0.0433	0.0698*	0.0409
Accommodation & food	-0.487***	0.0158	-0.1623***	0.025	-0.1683***	0.0256	-0.12***	0.0223
Other services	-0.19***	0.0174	-0.0661***	0.025	-0.0682***	0.0254	-0.0329	0.0221
1994	0.043***	0.0134	0.0207**	0.0101	0.0276***	0.0098	0.0612***	0.0091
1995	0.042***	0.0131	-0.0042	0.0109	0.0055	0.0109	0.039***	0.0095
1996	0.064***	0.013	0.0001	0.0123	0.0174	0.0123	0.0378***	0.0103
1997	0.0555***	0.0128	-0.0264*	0.014	-0.0091	0.0139	0.0115	0.0111
1998	0.0928***	0.0126	-0.018	0.016	0.0101	0.0156	.0523***	0.0121
Firm size: 20-99 workers	0.1045***	0.0109	0.0593***	0.0114	0.0769***	0.0114	0.0898***	0.0105
100 to 499	0.1428***	0.0121	0.0907***	0.013	0.0993***	0.013	0.1062***	0.0118
500 to 999	0.1408***	0.0144	0.1079***	0.0142	0.1152***	0.0142	0.1401***	0.0131
1000 or more workers	0.1327***	0.0105	0.1094***	0.0124	0.1139***	0.0124	0.1312***	0.0111
Constant	0.1327***	0.0299	0.0108	0.0138	0.0295**	0.0134	0.1063***	0.0133
σ_u^2	--		0.0537		0.0493		0.0460	
σ_0^2	--		0.0460		0.0406		0.0391	
σ_ε^2	--		0.0409		0.0430		0.0409	
Adjusted R^2	0.4765		0.898		0.905		0.907	
*. Significant at 10%.								
**. Significant at 5%.								
***. Significant at 1%.								

Table A4. Female Less Skilled Workers (N=4,356)

	OLS		IVGLS --1		IVGLS --2		IVGLS --3	
Variable	est.	std. err.	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.
Work experience	-0.011***	0.0033	0.0229***	0.0066	0.0233***	0.0073	0.0226***	0.0047
Work experience^2/10	0.02***	0.0022	0.0015	0.0039	0.0032	0.0043	0.0033	0.0031
Job tenure	0.1057***	0.004	0.0325***	0.0056	0.0451***	0.006	0.0512***	0.0063
Job tenure^2/10	-0.029***	0.0031	-0.0169***	0.0043	-0.0273***	0.005	-0.0303***	0.0053
Year of schooling	0.0044***	0.0026	0.1644***	0.0059	0.1478***	0.0062	0.1372***	0.0022
Union member	0.1153***	0.013	0.1158***	0.022	0.1441***	0.0167	0.1413***	0.0168
Full time worker	0.0332***	0.0097	0.0471***	0.0146	0.0707***	0.0128	0.0948***	0.0105
Enrolled in school	-0.101***	0.0129	0.0142	0.0235	0.0249	0.0182	0.0424***	0.0147
Rural resident	-0.0014	0.0102	-0.0216	0.0161	-0.0084	0.0162	-0.0094	0.0104
Married	0.0543***	0.0092	0.0714***	0.0151	0.084***	0.0148	0.1***	0.0123
Atlantic region	-0.239***	0.0147	-0.1918***	0.0285	-0.1711***	0.0285	-0.1583***	0.0249
Quebec	-0.071***	0.0119	0.0979***	0.0222	0.1011***	0.0225	0.1045***	0.0198
Prairies	-0.066***	0.011	-0.0202	0.0217	0.0022	0.0222	0.01	0.018
British Colombia	0.0996***	0.0119	0.1275***	0.0241	0.1545***	0.0248	0.1638***	0.0197
Logging and forest	0.3754***	0.0555	0.3762***	0.1128	0.4595***	0.111	0.564***	0.1
Mining, quarrying & oil	0.2653***	0.062	0.4598***	0.1055	0.4485***	0.1052	0.557***	0.101
Construction	-0.0427	0.045	0.0985	0.0722	0.1753**	0.0699	0.2041***	0.0644
Transportation & storage	-0.0497	0.0513	0.0385	0.0831	0.1151	0.0793	0.162**	0.0752
Communication & utility	0.1899***	0.0378	0.1987***	0.0737	0.2404***	0.0665	0.4051***	0.0708
Wholesale trade	0.103***	0.0231	0.0295	0.0496	0.0935**	0.0462	0.1555***	0.0367
Retail trade	-0.113***	0.0142	-0.1086***	0.0422	-0.0103	0.0396	0.0368*	0.0215
Finance & insurance	0.0688***	0.0208	-0.0207	0.0499	0.0555	0.049	0.0895**	0.0386
Real est. & insur. Agent	0.0163	0.0481	0.0967	0.1004	0.1835*	0.0997	0.2618***	0.0932
Business service	0.2432***	0.022	0.0241	0.0507	0.1272***	0.047	0.1867***	0.0321
Government service	0.3303***	0.0238	0.1347***	0.0494	0.2004***	0.0474	0.2569***	0.0375
Educational service	0.1604***	0.0304	0.2713***	0.0572	0.3467***	0.0552	0.4349***	0.045
Health & social service	0.1354***	0.0187	0.1237***	0.0453	0.2007***	0.0436	0.2523***	0.0293
Accommodation & food	-0.158***	0.0142	-0.1349***	0.0411	-0.0441	0.0377	0.0036	0.0215
Other services	-0.118***	0.0163	-0.1583***	0.044	-0.0694*	0.0402	-0.012	0.0243
1994	0.0116	0.0137	0.0372***	0.0138	0.0604***	0.0137	0.0834***	0.0124
1995	-0.003	0.0137	0.0144	0.0145	0.0193	0.0139	0.0345***	0.0129
1996	-0.03**	0.0136	0.0122	0.0156	0.0123	0.0147	0.0389***	0.0133
1997	-0.027**	0.0134	-0.0065	0.0158	0.0196	0.0155	0.0232*	0.0138
1998	-0.0212	0.0134	-0.0069	0.0167	0.0078	0.0167	0.0268*	0.0147
Firm size: 20-99 workers	0.0746***	0.0117	0.0537***	0.0159	0.0685***	0.0149	0.0880***	0.0131
100 to 499	0.0874***	0.0141	0.0712***	0.019	.0869***	0.0183	0.1134***	0.0156
500 to 999	0.019	0.0165	-0.0088	0.02	0.0042	0.0191	0.0216	0.0178
1000 or more workers	0.0843***	0.0111	0.0828***	0.0168	0.0900***	0.0159	0.112***	0.0139
Constant	1.9191***	0.035	0.0417*	0.0234	0.1025***	0.0222	0.1239***	0.0224
σ_α^2	--		0.0113		0.0150		0.0050	
σ_δ^2	--		0.0286		0.0310		0.0376	
σ_ε^2	--		0.0317		0.0326		0.0321	
Adjusted R^2	0.5667		0.936		0.934		0.945	
*. Significant at 10%.								
**. Significant at 5%.								
***. Significant at 1%.								

Table A5. Female Skilled Workers (N=11,125)

Variable	OLS		IVGLS --1		IVGLS --2		IVGLS --3	
	est.	std. err.	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.
Work experience	0.0148***	0.0027	0.0436***	0.0049	0.0489***	0.0048	0.0272***	0.0036
Work experience^2/10	0.0015	0.002	-0.0023	0.0032	-0.0096***	0.003	0.0011	0.0025
Job tenure	0.0434***	0.0031	0.0406***	0.004	0.0387***	0.0038	0.0544***	0.0041
Job tenure^2/10	-0.020***	0.0025	-0.0217***	0.0034	-0.021***	0.003	-0.0294***	0.0035
Year of schooling	0.0498***	0.0014	0.139***	0.0029	0.1408***	0.0029	0.129***	0.0013
Union member	0.1122***	0.0085	0.132***	0.0122	0.1166***	0.0098	0.1061***	0.0097
Full time worker	0.0488***	0.008	0.0189**	0.0095	-0.0005	0.0086	0.0307***	0.0073
Enrolled in school	-0.0825***	0.0076	-0.0174*	0.009	-0.0107	0.0077	-0.0005	0.0069
Rural resident	-0.0066	0.0091	0.0412***	0.0116	0.0497***	0.0115	0.0489***	0.0113
Married	0.0544***	0.0066	0.0332***	0.0091	0.0343***	0.0092	0.0638***	0.0083
Atlantic region	-0.2144***	0.0112	-0.1675***	0.0216	-0.1676***	0.0206	-0.1424***	0.0199
Quebec	-0.1098***	0.0077	-0.1026***	0.0158	-0.1075***	0.0149	-0.074***	0.0133
Prairies	-0.1105***	0.0088	-0.0362**	0.0168	-0.04**	0.0158	-0.0048	0.0149
British Colombia	0.0676***	0.0097	0.0983***	0.0185	0.0881***	0.0174	0.1259***	0.0167
Logging and forest	0.218***	0.0588	0.165**	0.0743	0.1455**	0.0733	0.2695***	0.073
Mining, quarrying & oil	0.2902***	0.0409	0.3221***	0.0625	0.3272***	0.061	0.3929***	0.0587
Construction	-0.0501	0.033	0.0773*	0.0434	0.0593	0.0431	0.149***	0.0386
Transportation & storage	-0.0637***	0.027	0.0749*	0.0424	0.0987**	0.0422	0.1727**	0.0368
Communication & utility	0.0031	0.0224	0.0777**	0.0382	0.0598	0.037	0.1666***	0.0312
Wholesale trade	-0.0873***	0.0187	-0.0152	0.0354	-0.0468	0.0344	0.0663**	0.0271
Retail trade	-0.2836***	0.0129	-0.1427***	0.0275	-0.1752***	0.0266	-0.0774***	0.0177
Finance & insurance	-0.0236*	0.0142	0.0868***	0.0296	0.0662**	0.0286	0.1648***	0.022
Real est. & insur. agent	0.0926***	0.0231	0.0683	0.0418	0.033	0.0406	0.1423***	0.0352
Business service	0.0848***	0.0134	0.1199***	0.0289	0.1068***	0.0281	0.2203***	0.019
Government service	0.0382**	0.0158	0.0568*	0.031	0.0468	0.0294	0.1489***	0.022
Educational service	0.044***	0.0151	0.0625*	0.0331	0.0435	0.0322	0.1654***	0.022
Health & social service	0.0875***	0.0125	0.1238***	0.03	0.1032***	0.0287	0.2218***	0.0185
Accommodation & food	-0.3707***	0.014	-0.143***	0.0283	-0.1749***	0.027	-0.0736***	0.0191
Other services	-0.2587***	0.015	-0.0729***	0.0295	-0.0923***	0.0285	0.0102	0.02
1994	0.0317***	0.011	-0.0216**	0.0093	-0.0136	0.0091	0.0126	0.0083
1995	-0.0007	0.0108	-0.0609***	0.0099	-0.0471***	0.0103	-0.0198**	0.0088
1996	0.0232***	0.0107	-0.0605***	0.0108	-0.0495***	0.0113	-0.0172*	0.0093
1997	0.0389***	0.0107	-0.0796***	0.0116	-0.0656***	0.0119	-0.0377***	0.0098
1998	0.0669***	0.0106	-0.0827***	0.0128	-0.0573***	0.013	-0.0258**	0.0105
Firm size: 20-99 workers	0.0414***	0.009	0.0253**	0.0101	0.0256***	0.01	0.0418***	0.0093
100 to 499	0.0622***	0.0101	0.0501***	0.0116	0.0445***	0.0115	0.0711***	0.0105
500 to 999	0.1284***	0.012	0.0975***	0.0127	0.0774***	0.0128	0.1145***	0.0117
1000 or more workers	0.1473***	0.0085	0.0839***	0.0111	0.0877***	0.011	0.1055***	0.0096
Constant	1.4421***	0.0265	0.019	0.0127	0.0539***	0.0124	0.0529***	0.0125
σ_a^2	--		0.0266		0.0223		0.0221	
σ_b^2	--		0.0388		0.0353		0.0352	
σ_ε^2	--		0.0402		0.0416		0.0414	
Adjusted R^2	0.5391		0.9243		0.9310		0.9310	
*. Significant at 10%.								
**. Significant at 5%.								
***. Significant at 1%.								

Table A6: IVGLS Estimates with Experience and Tenure *								
	Male	LSKLD.	Female	LSKLD.	Male	SKLD.	Female	SKLD.
Variable	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.	est.	std err.
Experience	0.3264	0.0083	0.2713	0.0117	0.3353	0.0077	0.3523	0.0074
Experience^2/10	-0.1225	0.0053	-0.0929	0.0078	-0.1199	0.0049	-0.1507	0.0054
Tenure	0.1302	0.0096	0.1412	0.0118	0.0560	0.0082	0.0927	0.0073
Tenure^2/10	-0.1002	0.0072	-0.0957	0.0092	-0.0674	0.0065	-0.0823	0.0060
Constant	0.6255	0.0290	0.8052	0.0371	0.7277	0.0218	0.6300	0.0204
R^2	0.5541		0.4785		0.4928		0.5162	
* All estimates are significant at 1%.								

Appendix B. Estimation Details

As illustrated by Altonji and Shakotko (1987), the co-variance matrix for the model

$$W_{ijt} = \beta X_{ijt} + \alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt},$$

is

$$\Sigma_i = \mathrm{Var}[\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}] = \sigma^2_{\alpha} l_i l_i' + \sigma^2_{\delta} G_i G_i' + \sigma^2_{\varepsilon} I_i,$$

and the GLS estimate of β is given by,

$$\beta_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{n} X_i' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} X_i\right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{n} X_i' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} W_i\right)$$

where W_i and X_i are stacked observations of W_{ijt} and X_{ijt} for worker i. When all or some of the X variables are instrumented, the above GLS estimator is referred to as the IVGLS estimator. In order to obtain the IVGLS estimates, one has to calculate the σ^2_{α}, σ^2_{δ}, and σ^2_{ε}, the unknown elements of Σ_i. The following lines provide more details for the construction of Σ_i.

(1) Calculate the IV estimates of β using deviations from job-specific means of the endogenous explanatory variables as the instruments, and using $\boldsymbol{b}_{IV}$, the consistent estimates of β to calculate $\mathrm{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}) = \mathrm{var}(W_{ijt} - b_{IV} X_{ijt})$ for latter use.

(2) Derive σ^2_u from $\mathrm{var}(u_{ijt} - u_{ij\bullet}) = \sigma^2_u + \sigma^2_u / t_i$, where,

$$\mathrm{var}(u_{ijt} - u_{ij\bullet}) = \mathrm{var}\,[(W_{ijt} - W_{ij\bullet}) - \beta_{IV}(X_{ijt} - X_{ij\bullet})].$$

$W_{ij\bullet}$ and $X_{ij\bullet}$ are job specific means of W_{ijt} and X_{ijt}. This works since the model can be expressed in the deviation from job-specific mean form,

$$W_{ijt} - W_{ij\bullet} = \beta (X_{ijt} - X_{ij\bullet}) + (u_{ijt} - u_{ij\bullet}).$$

(3) Drive σ^2_{δ} using σ^2_u (from step (2)) and $\mathrm{var}[(\delta_{ij} - \delta_{i\bullet}) + (u_{ijt} - u_{i\bullet\bullet})]$. The latter is obtained using β_{IV} in the deviation from worker-specific mean form of the model,

$$W_{ijt} - W_{i\bullet\bullet} = (\delta_{ij} - \delta_{i\bullet}) + \beta (X_{ijt} - X_{i\bullet\bullet}) + (u_{ijt} - u_{i\bullet\bullet}).$$

(4) Calculate σ^2_{α} using $\mathrm{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt})$ from step (1) and σ^2_{δ} and σ^2_u obtained above.

(5) Construct Σ for each worker. The IVGLS estimates are obtained by running IV estimation of $W^*_{ijt} = (\Sigma_i)^{-.5} (W_{ijt})$ on $X^*_{ijt} = (\Sigma_i)^{-.5} (X_{ijt})$, with $X^*_{ijt} - X^*_{ij\bullet}$ as the instruments for potential endogenous X*s*.

References

Altonji, J and R. Shakotko. 1987. "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies* 54,437-459.

Beaudry P. and D. Green. 1997. "Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends", NBER Working paper, #6132.

Bratsberg B. and D. Terrell. 1998. "Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men", *Journal of Human Resources*, 33(3), 658-82.

Card, D. 1999. "The Causal Effect of Education on Earnings", in Handbook of Labour Economics, O. Ashenfelter and D. Card edited, Elsevier Science B. V.

Dickens, W. and K. Lang. 1985. "A Test of Dual Labor Market Theory", *American Economics Review* Vol. 75, No. 4, 792-805.

Gladden, T and C. Taber. 2000. "Wage Progression Among Less Skilled Workers." In "Finding Jobs: Work and Welfare Reform," Card D. and R. Blank ed. Russell Sage Foundation, New York.

Hausman J. and W. Taylor. 1981. "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica* 49, 1377-1398.

Juhn C., K. Murphy, and B. Pierce. 1993. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy* 101, 410-442.

Light A. and K. McGarry. 1998. "Job Change Patterns and the Wages of Young Men." *Review of Economics and Statistics* 80(2): 276—86.

Topel, R. 1991. "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority." Journal of Political Economy 99(1): 145-76.

ANALYTICAL STUDIES
RESEARCH PAPER SERIES

No. 1 *Behavioural Response in the Context of Socio-Economic Microanalytic Simulation,* ***Lars Osberg (April 1986)***

No. 2 *Unemployment and Training,* ***Garnett Picot (1987)***

No. 3 *Homemaker Pensions and Lifetime Redistribution,* ***Michael Wolfson (August 1987)***

No. 4 *Modeling the Lifetime Employment Patterns of Canadians,* ***Garnett Picot (Winter 1986)***

No. 5 *Job Loss and Labour Market Adjustment in the Canadian Economy,* ***Garnett Picot and Ted Wannell (1987)***

No. 6 *A System of Health Statistics: Toward a New Conceptual Framework for Integrating Health Data,* ***Michael C. Wolfson (March 1990)***

No. 7 *A Prototype Micro-Macro Link for the Canadian Household Sector,* ***Hans J. Adler and Michael C. Wolfson (August 1987)***

No. 8 *Notes on Corporate Concentration and Canada's Income Tax,* ***Michael C. Wolfson (October 1987)***

No. 9 *The Expanding Middle: Some Canadian Evidence on the Deskilling Debate,* ***John Myles (Fall 1987)***

No. 10 *The Rise of the Conglomerate Economy,* ***Jorge Niosi (1987)***

No. 11 *Energy Analysis of Canadian External Trade: 1971 and 1976,* ***K.E. Hamilton (1988)***

No. 12 *Net and Gross Rates of Land Concentration,* ***Ray D. Bollman and Philip Ehrensaft (1988)***

No. 13 *Cause-Deleted Life Tables for Canada (1972 to 1981): An Approach Towards Analyzing Epidemiological Transition,* ***Dhruva Nagnur and Michael Nagrodski (November 1987)***

No. 14 *The Distribution of the Frequency of Occurrence of Nucleotide Subsequences, Based on Their Overlap Capability,* ***Jane F. Gentleman and Ronald C. Mullin (1988)***

No. 15 *Immigration and the Ethnolinguistic Character of Canada and Quebec,* ***Réjean Lachapelle (1988)***

No. 16 *Integration of Canadian Farm and Off-Farm Markets and the Off-Farm Work of Women, Men and Children,* ***Ray D. Bollman and Pamela Smith (1988)***

No. 17 *Wages and Jobs in the 1980s: Changing Youth Wages and the Declining Middle,* ***J. Myles, G. Picot and T. Wannell (July 1988)***

No. 18 *A Profile of Farmers with Computers,* ***Ray D. Bollman (September 1988)***

No. 19 *Mortality Risk Distributions: A Life Table Analysis,* ***Geoff Rowe (July 1988)***

No. 20 *Industrial Classification in the Canadian Census of Manufactures: Automated Verification Using Product Data,* ***John S. Crysdale (January 1989)***

No. 21 *Consumption, Income and Retirement,* ***A.L. Robb and J.B. Burbridge (1989)***

No. 22 *Job Turnover in Canada's Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (Summer 1989)***

No. 23 *Series on The Dynamics of the Competitive Process,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1990)***

A. *Firm Entry and Exit Within the Canadian Manufacturing Sector.*
B. *Intra-Industry Mobility in the Canadian Manufacturing Sector.*
C. *Measuring Entry and Exit in Canadian Manufacturing: Methodology.*
D. *The Contribution of the Competitive Process to Productivity Growth: The Role of Firm and Plant Turnover.*
E. *Mergers and the Competitive Process.*
F. *n/a*
G. *Concentration Statistics as Predictors of the Intensity of Competition.*
H. *The Relationship Between Mobility and Concentration for the Canadian Manufacturing Sector.*

No. 24 *Mainframe SAS Enhancements in Support of Exploratory Data Analysis,* ***Richard Johnson, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1989)***

No. 25 *Dimensions of Labour Market Change in Canada: Intersectoral Shifts, Job and Worker Turnover,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1989)***

No. 26 *The Persistent Gap: Exploring the Earnings Differential Between Recent Male and Female Postsecondary Graduates,* ***Ted Wannell (1989)***

No. 27 *Estimating Agricultural Soil Erosion Losses From Census of Agriculture Crop Coverage Data,* ***Douglas F. Trant (1989)***

No. 28 *Good Jobs/Bad Jobs and the Declining Middle: 1967-1986,* ***Garnett Picot, John Myles, Ted Wannel (1990)***

No. 29 *Longitudinal Career Data for Selected Cohorts of Men and Women in the Public Service, 1978-1987,* ***Garnett Picot and Ted Wannell (1990)***

No. 30 *Earnings and Death-Effects Over a Quarter Century,* ***Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman and Monica Tomiak (1990)***

No. 31 *Firm Response to Price Uncertainty: Tripartite Stabilization and the Western Canadian Cattle Industry,* ***Theodore M. Horbulyk (1990)***

No. 32 *Smoothing Procedures for Simulated Longitudinal Microdata,* ***Jane F. Gentleman,Dale Robertson and Monica Tomiak (1990)***

No. 33 *Patterns of Canadian Foreign Direct Investment Abroad,* ***Paul K. Gorecki (1990)***

No. 34 *POHEM - A New Approach to the Estimation of Health Status Adjusted Life Expectancy,* ***Michael C. Wolfson (1991)***

No. 35 *Canadian Jobs and Firm Size: Do Smaller Firms Pay Less?,* ***René Morissette (1991)***

No. 36 *Distinguishing Characteristics of Foreign High Technology Acquisitions in Canada's Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Paul K. Gorecki (1991)***

No. 37 *Industry Efficiency and Plant Turnover in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin (1991)***

No. 38 *When the Baby Boom Grows Old: Impacts on Canada's Public Sector,* ***Brian B. Murphy and Michael C. Wolfson (1991)***

No. 39 *Trends in the Distribution of Employment by Employer Size: Recent Canadian Evidence,* ***Ted Wannell (1991)***

No. 40 *Small Communities in Atlantic Canada: Their Industrial Structure and Labour Market Conditions in the Early 1980s,* ***Garnett Picot and John Heath (1991)***

No. 41 *The Distribution of Federal/Provincial Taxes and Transfers in Rural Canada,* ***Brian B. Murphy (1991)***

No. 42 *Foreign Multinational Enterprises and Merger Activity in Canada,* ***John Baldwin and Richard Caves (1992)***

No. 43 *Repeat Users of the Unemployment Insurance Program,* ***Miles Corak (1992)***

No. 44 *POHEM -- A Framework for Understanding and Modeling the Health of Human Populations,* ***Michael C. Wolfson (1992)***

No. 45 *A Review of Models of Population Health Expectancy: A Micro-Simulation Perspective,* ***Michael C. Wolfson and Kenneth G. Manton (1992)***

No. 46 *Career Earnings and Death: A Longitudinal Analysis of Older Canadian Men,* ***Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman and Monica Tomiak (1992)***

No. 47 *Longitudinal Patterns in the Duration of Unemployment Insurance Claims in Canada,* ***Miles Corak (1992)***

No. 48 *The Dynamics of Firm Turnover and the Competitive Process,* ***John Baldwin (1992)***

No. 49 *Development of Longitudinal Panel Data from Business Registers: Canadian Experience,* ***John Baldwin, Richard Dupuy and William Penner (1992)***

No. 50 *The Calculation of Health-Adjusted Life Expectancy for a Canadian Province Using a Multi-Attribute Utility Function: A First Attempt,* ***J.-M. Berthelot, R. Roberge and M.C. Wolfson (1992)***

No. 51 *Testing the Robustness of Entry Barriers,* ***J.R. Baldwin and M. Rafiquzzaman (1993)***

No. 52 *Canada's Multinationals: Their Characteristics and Determinants,* ***Paul K. Gorecki (1992)***

No. 53 *The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?,* ***Miles Corak, Stephen Jones (1993)***

No. 54 *Cyclical Variation in the Duration of Unemployment Spells,* ***Miles Corak (1992)***

No. 55 *Permanent Layoffs and Displaced Workers: Cyclical Sensitivity, Concentration, and Experience Following the Layoff,* ***Garnett Picot and Wendy Pyper (1993)***

No. 56 *The Duration of Unemployment During Boom and Bust,* ***Miles Corak (1993)***

No. 57 *Getting a New Job in 1989-90 in Canada,* ***René Morissette (1993)***

No. 58 *Linking Survey and Administrative Data to Study Determinants of Health,* ***P. David, J.-M. Berthelot and C. Mustard (1993)***

No. 59 *Extending Historical Comparability in Industrial Classification,* ***John S. Crysdale (1993)***

No. 60 *What is Happening to Earnings Inequality in Canada?,* ***R. Morissette, J. Myles and G. Picot (June 1994)***

No. 61 *Structural Change in the Canadian Manufacturing Sector, (1970-1990),* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1994)***

No. 62 *Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labour Market: An Overview,* ***Miles Corak (January 1994)***

No. 63 *Recent Youth Labour Market Experiences in Canada,* ***Gordon Betcherman and René Morissette (July 1994)***

No. 64 *A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States,* ***John Baldwin, Timothy Dunne and John Haltiwanger (July 1994)***

No. 65 *What is Happening to Weekly Hours Worked in Canada?,* ***René Morissette and Deborah Sunter (June 1994)***

No. 66 *Divergent Inequalities -- Theory, Empirical Results and Prescriptions,* ***Michael C. Wolfson (May 1995)***

No. 67 *XEcon: An Experimental / Evolutionary Model of Economic Growth,* ***Michael C. Wolfson (June 1995)***

No. 68 *The Gender Earnings Gap Among Recent Postsecondary Graduates, 1984-92,* ***Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)***

No. 69 *A Look at Employment-Equity Groups Among Recent Postsecondary Graduates: Visible Minorities, Aboriginal Peoples and the Activity Limited,* ***Ted Wannell and Nathalie Caron (November 1994)***

No. 70 *Employment Generation by Small Producers in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Garnett Picot (November 1994)***

No. 71 *Have Small Firms Created a Disproportionate Share of New Jobs in Canada? A Reassessment of the Facts,* ***Garnett Picot, John Baldwin and Richard Dupuy (November 1994)***

No. 72 *Selection Versus Evolutionary Adaptation: Learning and Post-Entry Performance,* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (May 1995)***

No. 73 *Business Strategies in Innovative and Non-Innovative Firms in Canada,* ***J. Baldwin and J. Johnson (February 1995)***

No. 74 *Human Capital Development and Innovation: The Case of Training in Small and Medium Sized-Firms,* ***J. Baldwin and J. Johnson (March 1995)***

No. 75 *Technology Use and Industrial Transformation: Emprirical Perspectives,* ***John Baldwin, Brent Diverty and David Sabourin (August 1995)***

No. 76 *Innovation: The Key to Success in Small Firms,* ***John R. Baldwin (February 1995)***

No. 77 *The Missing Link: Data on the Demand side of Labour Markets,* ***Lars Osberg (April 1995)***

No. 78 *Restructuring in the Canadian Manufacturing Sector from 1970 to 1990: Industry and Regional Dimensions of Job Turnover,* ***J. Baldwin and M. Rafiquzzaman (July 1995)***

No. 79 *Human Capital and the Use of Time,* ***Frank Jones (June 1995)***

No. 80 *Why Has Inequality in Weekly Earnings Increased in Canada?,* ***René Morissette (July 1995)***

No. 81 *Socio-Economic Statistics and Public Policy: A New Role For Microsimulation Modeling,* ***Michael C. Wolfson (July 1995)***

No. 82 *Social Transfers, Changing Family Structure, and Low Income Among Children,* ***Garnett Picot and John Myles (September 1995)***

No. 83 *Alternative Measures of the Average Duration of Unemployment,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (October 1995)***

No. 84 *The Duration of Unemployment: A User Guide,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (December 1995)***

No. 85 *Advanced Technology Use in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin and Brent Diverty (November 1995)***

No. 86 *Technology Use, Training and Plant-Specific Knowledge in Manufacturing Establishments,* ***John R. Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1995)***

No. 87 *Productivity Growth, Plant Turnover and Restructuring in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin (November 1995)***

No. 88 *Were Small Producers the Engines of Growth in the Canadian Manufacturing Sector in the 1980s?,* ***John R. Baldwin (October 1996)***

No. 89 *The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (January 1996)***

No. 90 *The Evolution of Payroll Taxes in Canada: 1961 - 1993,* ***Zhengxi Lin, Garnett Picot and Charles Beach (February 1996)***

No. 91 *Project on Matching Census 1986 Database and Manitoba Health Care Files: Private Households Component,* ***Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David, Cam Mustard, L. Roos and M.C. Wolfson (March 1996)***

No. 92 *Technology-induced Wage Premia in Canadian Manufacturing Plants during the 1980s,* ***John Baldwin, Tara Gray and Joanne Johnson (December 1996)***

No. 93 *Job Creation by Company Size Class: Concentration and Persistence of Job Gains and Losses in Canadian Companies,* ***Garnett Picot and Richard Dupuy (April 1996)***

No. 94 *Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada,* ***René Morissette and Charles Bérubé (July 1996)***

No. 95 *Changes in Job Tenure and Job Stability in Canada,* ***Andrew Heisz (November 1996)***

No. 96 *Are Canadians More Likely to Lose Their Jobs in the 1990s?,* ***Garnett Picot and Zhengxi Lin (August 6, 1997)***

No. 97 *Unemployment in the Stock and Flow,* ***Michael Baker, Miles Corak and Andrew Heisz (September 1996)***

No. 98 *The Effect of Technology and Trade on Wage Differentials Between Nonproduction and Production Workers in Canadian Manufacturing,* ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (May 1998)***

No. 99 *Use of POHEM to Estimate Direct Medical Costs of Current Practice and New Treatments Associated with Lung Cancer in Canada,* ***C. Houle, B.P. Will, J.-M. Berthelot, Dr. W.K. Evans (May 1997)***

No. 100 *An Experimental Canadian Survey That Links Workplace Practices and Employee Outcomes: Why it is Needed and How it Works,* ***Garnett Picot, Ted Wannell (May 1997)***

No. 101 *Innovative Activity in Canadian Food Processing Establishments: The Importance of Engineering Practices,* ***John Baldwin and David Sabourin (November 1999)***

No. 102 *Differences in Strategies and Performances of Different Types of Innovators,* ***John R. Baldwin and Joanne Johnson (December 1997)***

No. 103 *Permanent Layoffs in Canada: Overview and Longitudinal Analysis,* ***Garnett Picot, Zhengxi Lin and Wendy Pyper (September, 1997)***

No. 104 *Working More? Working Less? What do Canadian Workers Prefer?,* ***Marie Drolet and René Morissette (May 20, 1997)***

No. 105 *Growth of Advanced Technology Use in Canadian Manufacturing During the 1990's,* ***by John Baldwin, Ed Rama and David Sabourin (December 14, 1999)***

No. 106 *Job Turnover and Labour Market Adjustment in Ontario from 1978 to 1993,* ***by Zhengxi Lin and Wendy Pyper (1997)***

No. 107 *The Importance of Research and Development for Innovation in Small and Large Canadian Manufacturing Firms,* ***John R. Baldwin (September 24, 1997)***

No. 108 *International Competition and Industrial Performance: Allocative Efficiency, Productive Efficiency, and Turbulence,* ***John R. Baldwin and Richard E. Caves (October 1997)***

No. 109 *The Dimensions of Wage Inequality among Aboriginal Peoples,* ***Rachel Bernier (December 1997)***

No. 110 *Trickling Down or Fizzling Out? Economic Performance, Transfers, Inequality and Low Income,* ***Myles Zyblock and Zhengxi Lin (December 10, 1997)***

No. 111 *Corporate Financial Leverage: A Canada - U.S. Comparison, 1961-1996,* ***Myles Zyblock (December 1997)***

No. 112 *An explanation of the Increasing Age Premium,* ***Constantine Kapsalis (July 1998)***

No. 113 *The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,* ***Miles Corak and Andrew Heisz (October, 1998)***

No. 114 *Foreign-Born vs Native-Born Canadians: A Comparison of Their Inter-Provincial Labour Mobility,* ***Zhengxi Lin (September 1998)***

No. 115 *Living Arrangements and Residential Overcrowding: the situation of older immigrants in Canada, 1991,* ***K.G. Basavarajappa (September 1998)***

No. 116 *What is Happening to Earnings Inequality and Youth Wages in the 1990s?,* ***Garnett Picot (July 1998)***

No. 117 *The Determinants of the Adoption Lag for Advanced Manufacturing Technologies,* ***John R. Baldwin and Mohammed Rafiquzzaman (August 1998)***

No. 118 *Labour Productivity Differences Between Domestic and Foreign-Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John R. Baldwin and Naginder Dhaliwal (March 1, 2000)***

No. 119 *Technology Adoption: A Comparison Between Canada and the United States,* ***John R. Baldwin and David Sabourin (August 1998)***

No. 120 *Are There High-Tech Industries or Only High-Tech Firms? Evidence From New Technology-Based firms,* ***John R. Baldwin and Guy Gellatly (December 1998)***

No. 121 *A Portrait of Entrants and Exits,* ***John R. Baldwin (June 1999)***

No. 122 *Determinants of Innovative Activity in Canadian Manufacturing Firms: The Role of Intellectual Property Right,* ***John R. Baldwin, Petr Hanel and David Sabourin (March 7, 2000)***

No. 123 *Innovation and Training in New Firms* ***John R. Baldwin (November 2000)***

No. 124 *New Views on Inequality Trends in Canada and the United States,* ***Michael C. Wolfson and Brian B. Murphy (August 1998 and October 1999 (paper)***

No. 125 *Employment Insurance in Canada: Recent Trends and Policy Changes,* ***Zhengxi Lin (September 1998)***

No. 126 *Computers, Fax Machines and Wages in Canada: What Really Matters?,* ***René Morissette and Marie Drolet (October 1998)***

No. 127 *Understanding the Innovation Process: Innovation in Dynamic Service Industries,* ***Guy Gellatly and Valerie Peters (December 1999)***

No. 128 *Recent Canadian Evidence on Job Quality by Firm Size,* ***Marie Drolet and René Morissette (November 1998)***

No. 129 *Distribution, Inequality and Concentration of Income Among Older Immigrants in Canada, 1990 ,* ***K.G. Basavarajappa (April 1999)***

No. 130 *Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records,* ***Michael Baker and Gary Solon (February 1999)***

No. 131 *The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap Between Younger and Older Workers,* ***C. Kapsalis, R. Morissette and G. Picot (March 1999)***

No. 132 *Why Do Children Move Into and Out of Low Income: Changing Labour Market Conditions or Marriage and Divorce?,* ***G. Picot, M. Zyblock and W. Pyper (March 1999)***

No. 133 *Rising Self-Employment in the Midst of High Unemployment: An Empirical Analysis of Recent Developments in Canada,* ***Zhengxi Lin, Janice Yates and Garnett Picot (March 1999)***

No. 134 *The Entry and Exit Dynamics of Self-Employment in Canada,* ***Zhengxi Lin, Garnett Picot and Janice Yates (March 1999)***

No. 135 *Death and Divorce: The Long-term Consequences of Parental Loss on Adolescents,* ***Miles Corak (June 9, 1999)***

No. 136 *In progress* ***(Frank Jones)***

No. 137 *Innovation, Training and Success,* ***John Baldwin (October 1999)***

No. 138 *The Evolution of Pension Coverage of Young and Older Workers in Canada,* ***René Morissette and Marie Drolet (December 1999)***

No. 139 *Import Competition and Market Power: Canadian Evidence,* ***Aileen J. Thompson (April 2000)***

No. 140 *Gender Composition and Wages: Why is Canada Different from the United States,* ***Michael Baker and Nicole Fortin (August 2000)***

No. 141 *The Transition to Work for Canaddian University Graduates: Time to First Job, 1982-1990,* ***Julian Betts, Christopher Ferrall and Ross Finnie (December 2000)***

No. 142 Who Moves? A Panel Logit Model Analysis of Interprovincial Migration in Canada, **Ross Finnie (August 2000)**

No. 143 Differences in Innovator and Non-Innovator Profiles: Small Establishments in Business Services, **Guy Gellatly (December 1999)**

No. 144 Social Transfers, Earnings and Low-Income Intensity Among Canadian Children, 1981-1996: Highlighting Recent Development in Low-Income Measurement, **John Myles and Garnett Picot (March 2000)**

No. 145 How Much of Canada's Unemployment is Structural?, **Lars Osberg and Zhengxi Lin (October 2000)**

No. 146 To What Extent Are Canadians Exposed to Low-Income?, **René Morissette and Marie Drolet (April, 2000)**

No. 147 The Maturation of Canada's Retirement Income System: Income Levels, Income Inequality and Low-Income among the Elderly, **John Myles (March 6, 2000)**

No. 148 The Performance of the 1990s Canadian Labour Market, **Garnett Picot and Andrew Heisz (April, 2000)**

No. 149 Payroll Taxes in Canada Revisited: Structure, Statutory Parameters, and Recent Trends **Zhengxi Lin (August, 2001)**

No. 150 Patterns of Corporate Diversification in Canada: An Empirical Analysis, **John R. Baldwin, Desmond Beckstead,Guy Gellatly and Alice Peters (June, 2000)**

No. 151 Multinationals and the Canadian Innovation Process, **John R. Baldwin and Petr Hanel (June, 2000)**

No. 152 Rural Youth: Stayers, Leavers and Return Migrants, **Richard Dupuy, Francine Mayer and René Morissette (September 5, 2000)**

No. 153 Female Employment Rates and Labour Market Attachment in Rural Canada, **Euan Phimster, Esperanza Vera Toscano, Alfons Weersink (December 2000)**

No. 154 Training as a Human Resource Strategy: The Response to Staff Shortages and Technological Change, **John R. Baldwin and Valerie Peters (April 2001)**

No. 155 Job Tenure, Worker Mobility and the Youth Labour Market during the 1990s, **G. Picot, A. Heisz and A. Nakamura (March 2001)**

No. 156 The Impact of International Trade on the Wages of Canadians, **Omar Zakhilwal (December 2000)**

No. 157 The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap, **Marie Drolet (December 2000)**

No. 158 In Search of Intergenerational Credit Constraints Among Canadian Men: Quantile Versus Mean Regression Tests for Binding Crefdit Constraints, **Nathan D. Grawe (December 2000)**

No. 159 Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden, **Miles Corak, Bjorn Gustaffson and Torun Osterberg (December 2000)**

No. 160 Neighbourhood Inequality in Canadian Cities, **John Myles, Garnett Picot and Wendy Pyper (December 13, 2000)**

No. 161 Low-Income Intensity Among Urban and Rural Canadians: 1993 and 1997, **Andrew Heisz (October 31, 2002)**

No. 162 The Evolution of Job Stability in Canada: Trends and Comparisons to U.S. Results, **Andrew Heisz (October 16, 2002)**

No. 163 The Effects of Inter-Provincial Mobility on Individuals' Earnings: Panel Model Estimates for Canada, ***Ross Finnie (October, 2001)***

No. 164 Early Labour Market Outcomes of Recent Canadian University Graduates by Discipline: A Longitudinal, Cross-Cohort Analysis, ***Ross Finnie (March 2002)***

No. 165 Innovation and Connectivity: The Nature of Market Linkages and Innovation Networks in Canadian Manufacturing Industries, ***John Baldwin and Alice Peters (May 2001)***

No. 166 An Assessment of EI and SA Reporting in SLID, ***Constantine Kapsalis (August, 2001)***

No. 167 Forthcoming

No. 168 Enhancing Food Safety and Productivity: Technology Use in the Canadian Food Processing Industry, ***John R. Baldwin and David Sabourin (May 2002)***

No. 169 Dynamics of the Canadian Manufacturing Sector in Metropolitan and Rural Regions, ***John R. Baldwin and Mark Brown with Tara Vinodrai (November 2001)***

No. 170 Income Prospects of British Columbia University Graduates, ***Andrew Heisz (May 2001)***

No. 171 Are the Kids All Right? Intergenerational Mobility and Child Well-being in Canada, ***Miles Corak (October 2001)***

No. 172 Low-Income Intensity During the 1990s: The Role of Economic Growth, Employment Earnings and Social Transfers, ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (December 2001)***

No. 173 Impediments to Advanced Technology Adoption for Canadian Manufacturers, ***John Baldwin and Zhengxi Lin (August, 2001)***

No. 174 Impact of the Adoption of Advanced Information and Communication Technologies on Firm Performance in the Canadian Manufacturing Sector, ***John R. Baldwin and David Sabourin (October, 2001)***

No. 175 Skill Shortages and Advanced Technology Adoption, ***David Sabourin (September, 2001)***

No. 176 Which Firms Have High Job Vacancy Rates in Canada?, ***René Morissette, Xuelin Zhang (October 25, 2001)***

No. 177 A Tale of Three Cities: The Dynamics of Manufacturing in Toronto, Montreal and Vancouver, 1976-1997, ***Tara Vinodrai (November 2001)***

No. 178 School Performance of the Children of Immigrants in Canada, 1994-98, ***Christopher Worswick (November 14, 2001)***

No. 179 Changes in the Diversification of Canadian Manufacturing Firms (1973-1997): A Move to Specialization, ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead and Richard Caves (February 2002)***

No.180 Differences in Interprovincial Productivity Levels, ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin and Danielle Zietsma (December 2001)***

No. 181 Does Parent or Child Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement in the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth, ***Lori Curtis, Martin Dooley and Shelley Phipps*** *(October 23, 2002)*

No. 182 Effects of Selection Criteria and Economic Opportunities on the Characteristics of Immigrants, ***by Abdurrahman Aydemir*** *(October 23, 2002)*

No. 183 *Setting up Shop: Self-Employment Amongst Canadian College and University Graduates,* **Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (March 2002)**

No. 184 *Winners and Losers in the Labour Market of the 1990s,* **Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (February 2002)**

No. 185 *Do Neighbourhoods Influence Long Term Labour Market Success? A Comparison of Adults who Grew Up in Different Public Housing Projects,* **Philip Oreopoulos (June 2002)**

No. 186 *Wives, Mothers and Wages: Does Timing Matter?* **Marie Drolet (May 1, 2002)**

No. 187 *The Evolution of Wealth Inequality in Canada, 1984-1999,* **René Morissette, Xuelin Zhang and Marie Drolet (February 2002)**

No. 188 *Management Experience and Diversity in an Aging Organization,* **Ted Wannell and Martin Gravel (August 2002)**

No .189 *The Importance of Entry to Canadian Manufacturing with an Appendix on Measurement Issues,* **John Baldwin, Desmond Beckstead and Andrée Girard (May 2002)**

No. 190 *Financing Innovation in New Small Firms : Evidence From Canada,* **John R,. Baldwin, Guy Gellatly and Valérie Gaudreault (May 2002)**

No. 191 *Too Far to Go On? Distance to School and University Participation,* **Marc Frenette (June 24, 2002)**

No. 194 *Wage Progression of Less Skilled Workers in Canada: Evidence from the SLID (1993-1998),* **Xuelin Zhang (December 6, 2002)**

No. 195 *Do the Falling Earnings of Immigrants Apply to Self-Employed Immigrants?,* **Marc Frenette (December 2002)**

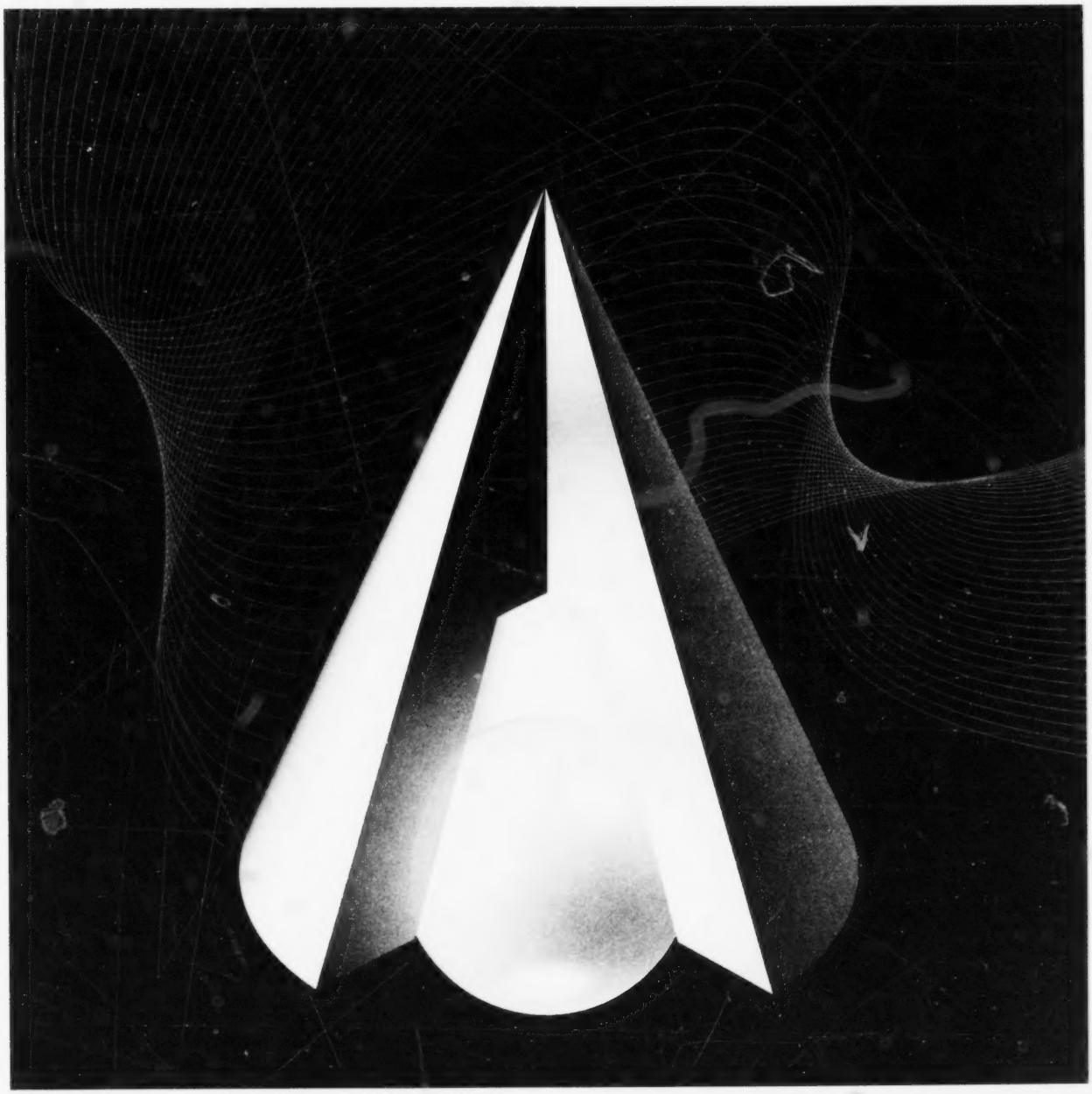
Documents de recherche

Direction des études analytiques

Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après l'EDTR (1993-1998)

par Xuelin Zhang

N° 194



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On invite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques ou suggestions. Une liste des titres figure à la troisième page de la couverture.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Vous pouvez en télécharger une copie dans Internet : *www.statcan.ca.*

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804

Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après l'EDTR (1993-1998)

par Xuelin Zhang

N° 194

11F0019MIF N° 194
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-87931-7

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, 24e étage, Ottawa, K1A 0T6
Statistique Canada : (613) 951-4295
Numéro de télécopieur : (613) 951-5403
Le document est disponible sur Internet : (www.statcan.ca)

06 décembre 2002

Je voudrais remercier Garnett Picot de m'avoir encouragé dans mes travaux. Je voudrais également remercier Michael Baker, René Morissette, Marie Drolet et Chris Minns de leurs commentaires et suggestions. Toutes les erreurs sont les miennes.

Le présent document représente les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction 1

II. Un aperçu de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés 2

III. Le modèle empirique et la stratégie relative à l'estimation 5

IV. Résultats empiriques 7

1. Statistiques descriptives 7
2. Résultats des estimations : Incidences de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail 8
3. Certains résultats des simulations 10
4. Incidence élevée des études 15
5. Les effets d'autres variables sur la progression de la rémunération 16

V. Sommaire et conclusion 16

Bibliographie 25

Résumé

La progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés présente un intérêt public particulier à la lumière du progrès technologique axé sur une main-d'œuvre qualifiée. Il existe deux points de vue conflictuels en ce qui concerne la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. Certains estiment que l'expérience de travail est le moteur de la croissance de la rémunération des employés peu qualifiés, ce qui fait que les politiques en vigueur devraient encourager les travailleurs à participer au marché du travail et ainsi accumuler de l'expérience. D'autres soulignent que les travailleurs peu qualifiés sont surtout condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement pour lesquels la rémunération est stagnante et que des politiques devraient faciliter le chalandage d'emploi (le changement d'emplois et d'employeurs).

La vérification de l'hypothèse selon laquelle les travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement se fait principalement au moyen de la durée d'occupation de l'emploi. Si l'incidence de la durée est zéro, on ne peut pas rejeter l'hypothèse. À partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) des années 1993 à 1998, on a évalué un modèle de capital humain élargi de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. Pour comparer les mécanismes de progression de la rémunération des travailleurs dont le degré de spécialisation diffère, il a fallu également évaluer le modèle qui s'applique aux travailleurs hautement qualifiés. Le résultat empirique suppose que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs peu qualifiés, diffère considérablement de zéro. Cela va à l'encontre de l'opinion selon laquelle les travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement. On a également constaté que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des travailleurs peu qualifiés. Cette constatation appuie la notion selon laquelle le capital humain que les travailleurs peu qualifiés acquièrent en entreprise compense leur faible potentiel de capital humain général. De plus, en accumulant du capital humain en entreprise, les travailleurs peu qualifiés améliorent grandement leurs possibilités de revenus.

Mots-clés : travailleurs peu qualifiés, progression de la rémunération, capital humain en entreprise, durée d'occupation de l'emploi, hétérogénéité latente

Classification JEL : J31, J41, C23.

I. Introduction

À l'instar des autres nations industrialisées, le Canada a connu des changements technologiques rapides au cours des deux dernières décennies. Les économistes postulent souvent que ce progrès technologique a entraîné une fluctuation de la demande en faveur d'une main-d'œuvre qualifiée, ce qui constitue un facteur clé de l'explication des résultats professionnels divergents des travailleurs ayant un niveau de compétence différent[1]. L'évolution du marché du travail a notamment accru de façon importante l'« incidence des compétences », ce qui nous a amené à avoir des inquiétudes à l'égard des possibilités de revenus des travailleurs peu qualifiés[2] et nous a incité à étudier le mécanisme de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés.

Dans un ouvrage précurseur sur la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés, Gladden et Taber (2000) établissent un lien entre deux points de vue conflictuels : la progression de la rémunération des mères pauvres et bénéficiaires de l'aide sociale et la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. D'une part, on souligne que les travailleurs à faible salaire sont souvent condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement pour lesquels la rémunération demeure stagnante. D'autre part, on postule que le manque d'expérience empêche les travailleurs ainsi défavorisés, d'augmenter leurs revenus. Leur étude a révélé que certains, mais non l'ensemble, des travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement et que, même si l'expérience de travail aide, ce n'est pas une panacée. Les auteurs ont également constaté qu'une part considérable de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés était attribuable aux changements d'emploi. En conclusion, les auteurs prétendent qu'il faut encourager les travailleurs peu qualifiés à travailler pour accumuler de l'expérience et à chercher de meilleurs emplois (nouveaux employeurs), et qu'il faut les protéger contre les mises à pied.

Comme leurs données sur la rémunération se fondent sur les revenus annuels et le nombre d'heures travaillées par année, les auteurs ne sont pas en mesure d'évaluer les effets des caractéristiques relatives aux emplois observées, comme la durée d'occupation de l'emploi, sur la progression de la rémunération. Pour la même raison, ils ne peuvent pas tenir compte de l'effet de l'hétérogénéité latente des emplois. Ainsi leurs estimations des répercussions de l'expérience de travail et des changements d'emploi[3] sont vraisemblablement biaisées. Dans le présent document, on tente d'étudier les mécanismes de progression de la rémunération chez les jeunes travailleurs canadiens en fonction de leurs niveaux de compétences à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), de 1993 à 1998. Le modèle empirique est plus flexible que celui de Gladden et Taber (2000) puisque l'EDTR permet de tenir compte des caractéristiques liées aux travailleurs et aux emplois. La technique d'estimation se fonde sur les travaux d'Altonji et Shakotko (1987). Ces derniers ont permis de développer la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée des variables instrumentales (MCGVI) proposée par Hausman et Taylor (1981). Grâce à cette procédure, on peut obtenir des estimations efficaces à partir de la corrélation entre le travailleur et l'emploi des effets latents de l'appariement des emplois et des travailleurs. Les incidences de l'expérience de travail totale et de l'expérience de travail en entreprise (c'est-à-dire, la durée d'occupation de l'emploi) sont

---

1 Voir par exemple, Juhn, Murphy et Pierce (1993).

2 D'après des données américaines, les salaires réels des hommes moins instruits aux États-Unis (de 10 à 12 ans de scolarité) ont diminué de plus de 20 % depuis la fin des années 1970 (Beaudry et Green (1997)).

3 De même que d'autres coefficients.

définies de manière distincte. En outre, le modèle permet d'établir une corrélation entre un certain nombre de variables explicatives clés, comme l'expérience de travail, la durée d'occupation d'emploi, le nombre d'années d'études, le statut à temps plein ou à temps partiel, le statut syndical et le statut d'étudiant, d'une part, et les effets latents des travailleurs et des emplois et le terme d'erreur idiosyncratique, d'autre part.

Les études de Altonji et Shakotko (1987) et de Light et McGarry (1998) révèlent que l'incidence de l'expérience professionnelle est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi. Topel (1991) montre que, en revanche, la rémunération augmente selon l'ancienneté même après avoir tenu compte de l'expérience professionnelle. Cette étude confirme que pour les hommes hautement qualifiés, l'incidence de l'expérience professionnelle est supérieure à celle de la durée d'occupation de l'emploi. Mais dans le cas des travailleurs peu qualifiés, hommes et femmes, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience professionnelle. Cependant, dans le cas des femmes hautement qualifiées, le résultat est un peu constratés. Les résultats laissent entendre que le capital humain que les travailleurs peu qualifiés acquièrent en entreprise peut compenser leur faible capital humain général. De plus, les travailleurs peu qualifiés ont considérablement intérêt à conserver leur emploi plutôt qu'à changer d'emploi fréquemment.

Le reste du document est structuré comme suit. À la section II, on décrit les données et on résume la progression de la rémunération observée dans l'échantillon. À la section III, on définit le modèle de rémunération et on aborde des questions relatives à l'estimation. À la section IV, on présente les résultats empiriques, et à la dernière section, on trouve le résumé et les conclusions.

II. Un aperçu de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés

Pour que la présente étude puisse être comparée à celle de Gladden et Taber (2000), il faut que la population cible soit composée de jeunes travailleurs qui étaient âgés de 16 à 30 ans en 1993[4]. L'une des principales difficultés que pose l'étude du mécanisme de progression de la rémunération des travailleurs ayant des niveaux de compétences différents, est de différenciers qui sont les travailleurs peu qualifiés et les travailleurs hautement qualifiés. Gladden et Taber (2000) définissent les travailleurs peu ou moyennement qualifiés comme étant ceux qui ont fait 12 ans d'études ou moins (les décrocheurs et les diplômés des études secondaires). La présente étude a repris la même méthode en considérant les diplômés d'études secondaires et les personnes qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires comme étant les travailleurs moins ou peu qualifiés[5], et les personnes comptant des études postsecondaires comme étant des travailleurs hautement qualifiés, ou des travailleurs qualifiés tout simplement. Il faut convenir que le niveau d'instruction de certains travailleurs peut changer au fil du temps. Pour simplifier,

---

[4] La source principale de Gladden et Taber (2000) est la *U.S. National Longitudinal Study of Youth (NLSY)*, qui a commencé en 1979 auprès de jeunes âgés de 14 à 22 ans. Leur deuxième source de données est le supplément de données démographiques du mois de mars à la *Current Population Survey (CPS)* dans le cas des personnes nées entre 1957 et 1964 (qui avaient entre 14 et 22 ans en 1979). L'EDTR recueille des renseignements sur l'emploi des personnes âgées de 16 à 69 ans. Pour que l'échantillon soit raisonnablement grand, on a prélevé l'échantillon de travail parmi les personnes âgées de 16 à 30 ans en 1993. L'avantage de mettre l'accent sur les jeunes travailleurs est qu'on peut obtenir davantage de renseignements exacts concernant l'expérience de travail et la durée d'occupation de l'emploi que dans le cas de travailleurs plus âgés.

[5] Comme l'accent est mis sur les jeunes travailleurs, le fait d'inclure les diplômés d'études secondaires dans la catégorie des travailleurs peu qualifiés élargit de façon raisonnable l'échantillon des travailleurs peu qualifiés.

la présente étude porte sur les travailleurs dont le niveau de compétences est stable de sorte que les travailleurs peu qualifiés ne puissent pas progresser vers les groupes de travailleurs hautement qualifiés[6].

L'échantillon final de l'étude est composé de 6 651 travailleurs et de 31 182 enregistrements salariaux. En plus des considérations susmentionnées, les critères suivants nous ont permis d'établir l'échantillon final. (1) Les personnes qui travaillent dans les industries de l'agriculture et de la pêche, représentant 2,5 % des enregistrements initiaux, sont exclues. (2) Les personnes pour lesquelles on n'a pas de renseignements sur leur niveau d'instruction (environ 1 % des enregistrements) sont exclues. (3) Les emplois pour lesquels nous n'avons pas de date de début sont exclus, car la durée d'occupation de l'emploi ne peut pas être calculée. Ils représentent environ 13 % des enregistrements initiaux[7]. (4) Les emplois qui ont pris fin l'année où ils ont commencé sont également exclus. Comme l'EDTR ne fournit qu'un enregistrement salarial pour chacun des emplois qui a pris fin en cours d'année, les moyennes salariales qui s'appliquent aux emplois correspondent aux rémunérations pour ces emplois, ce qui ne nous donne pas de renseignements utiles une fois que les rémunérations sont différenciées des moyennes. Cela représente 5 % des enregistrements initiaux. On trouve au tableau 1 un compte détaillé de l'échantillon.

Tableau 1. Répartition de l'échantillon selon le sexe et le niveau de compétences

	Nombre de personnes		Nombre d'enregistrements
Hommes			
Peu qualifiés	1 527		6 126
Hautement qualifiés	1 846		9 575
Femmes			
Peu qualifiées	1 176		4 356
Hautement qualifiées	2 102		11 125
Total	6 651		31 182

Les moyennes du logarithme du taux salarial horaire entre 1993 et 1998 pour l'échantillon ci-dessus figurent au tableau 2[8]. Le tableau (partie I) montre que les femmes peu qualifiées ont connu une baisse de rémunération de près de 5 % durant cette période, tandis que les trois autres groupes de travailleurs ont connu une hausse salariale considérable au cours de la même période. Ce sont les hommes hautement qualifiés qui ont connu la meilleure augmentation, soit 18 % (changement dans les moyennes du logarithme du taux salarial horaire réel). Ils sont suivis des

[6] Toutefois, nous permettons aux travailleurs de changer leurs niveaux d'études dans les limites de leurs niveaux de compétences. Ainsi, un travailleur ayant moins d'un diplôme d'études secondaires peut obtenir un diplôme d'études secondaires au cours de la période d'échantillonnage; et un travailleur ayant fait des études universitaires peut obtenir un diplôme plus tard. Environ un travailleur sur quatre âgé de 16 à 30 ans en 1993 dont le niveau de scolarisation se situait au niveau des études secondaires avait entamé des études postsecondaires en 1998.

[7] Même s'il s'agit ici d'une portion relativement importante, les moyennes d'échantillon (écarts-types) des variables concernées sont à la hausse ou à la baisse juste avant et après l'élimination. Par exemple, la rémunération horaire moyenne (en logarithme) pour l'ensemble des travailleurs en 1998 (en dollars courants) est établie à 2,6373 avant l'élimination, et à 2,6388 après l'élimination, tandis que les écarts-types correspondants sont 0,4687 et 0,4684, respectivement.

[8] Les taux du salaire horaire sont corrigés en fonction des dollars constants de 1993.

femmes hautement qualifiées, avec une progression de 12 %, et des hommes peu qualifiés, avec une augmentation de 10 %.

Tableau 2. Moyennes du logarithme du taux de rémunération horaire selon le sexe et le niveau de compétences (en dollars de 1993)

	Hommes		Femmes	
I. Moyenne du taux de rémunération toutes les observations				
	Peu qualifiés	Hautement qualifiés	Peu qualifiées	Hautement qualifiées
1993	2,30	2,52	2,17	2,38
1994	2,37	2,60	2,18	2,41
1995	2,35	2,60	2,16	2,40
1996	2,38	2,64	2,13	2,44
1997	2,38	2,64	2,11	2,46
1998	2,40	2,70	2,13	2,50
1993-1998	0,10	0,18	-0,04	0,12
Nombre d'enregistrements salariaux	6 126	9 575	4 356	11 125
II. Panel équilibré (travailleurs)				
1993	2,32	2,54	2,17	2,40
1998	2,55	2,77	2,31	2,57
1993-1998	0,23	0,23	0,14	0,17
Nombre de travailleurs	507	785	358	867

Les résultats ci-dessus doivent être interprétés avec circonspection puisque les travailleurs de chaque groupe ne sont pas exactement les mêmes au début et à la fin des périodes de comparaison. Après la première année, des nouveaux travailleurs peuvent joindre le panel et d'autres qui faisaient partie du panel initial peuvent ne plus être sur le marché du travail. Si les travailleurs ne sont pas homogènes au sein de leur groupe de compétences selon le sexe, les décrocheurs et les nouveaux venus entraîneront des estimations biaisées. Par exemple, si les retraits de travailleurs peu qualifiés sont attribuables à leurs faibles résultats professionnels, et que ceux qui demeurent dans le panel sont ceux qui performaient le mieux, les gains observés sur le plan de la rémunération du groupe au cours de l'ensemble de la période seront supérieurs aux gains réels. Pour étudier la question, on calcule aussi les taux d'augmentation de la rémunération pour les travailleurs visés par l'EDTR qui avaient un emploi en 1993 et en 1998 (le panel est équilibré pour ce qui est des travailleurs, mais déséquilibré pour ce qui est des enregistrements salariaux). La situation n'est plus du tout la même. D'après la partie II du tableau 2, la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés est très similaire à celle des travailleurs hautement qualifiés, même si le niveau de rémunération des travailleurs hautement qualifiés demeure supérieur à celui des travailleurs peu qualifiés.

On ne sait pas trop lequel des deux panels du tableau 2 reflète la véritable progression de la rémunération. Si les travailleurs sont homogènes pour ce qui est de leur rendement sur le marché du travail à l'intérieur de leur propre groupe de compétences selon le sexe, les résultats du panel 1 peuvent être plus près de la véritable progression de la rémunération que les résultats du panel 2 du tableau 2. Autrement, le panel 2 donne de meilleures estimations de cette progression.

Bien entendu, il se peut que les deux situations décrites au tableau 2 soient fausses. On devra tenir davantage compte des caractéristiques relatives aux emplois et aux travailleurs, de même que d'autres sources de variations de la rémunération afin d'évaluer avec exactitude la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés.

III. Le modèle empirique et la stratégie relative à l'estimation

Le modèle empirique selon lequel on présume que le travailleur i a touché un taux salarial horaire de w_{ijt} pour l'emploi j au moment t, est établi selon l'équation suivante.

$$w_{ijt} = \mathbf{X}_{ijt}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

où β est un vecteur de coefficients kx1, ε_{ijt} est le terme d'erreur idiosyncratique, α_i et δ_{ij} constituent les effets latents des caractéristiques relatives aux travailleurs et aux emplois qui ne varient pas dans le temps. Les composantes d'erreur ε_{ijt}, α_i, et δ_{ij} sont présumées être distribuées de manière indépendante. Elles ont toutes une moyenne de 0 et leurs variances sont σ_ε^2, σ_α^2 et σ_δ^2, respectivement. X_{ijt} est un vecteur 1xk qui renferme des variables du capital humain, telles que l'expérience, la durée d'occupation de l'emploi et le nombre d'années d'études. D'autres contrôles inclus sont le statut syndical, le statut de travailleur à temps plein, le statut d'étudiant, la taille de l'entreprise, le travailleur en région rurale, l'année, la région et 15 variables fictives sur l'industrie[9]. Toutes les variables explicatives varient dans le temps.

Les variables du capital humain : le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut de travailleur à plein temps, peuvent être en corrélation avec une ou l'ensemble des composantes d'erreur du modèle. Altonji et Shakotko (1987) prétendent que la durée d'occupation de l'emploi peut être en corrélation avec les caractéristiques latentes du travailleur et de l'emploi. Les bons appariements des emplois ont tendance à durer plus longtemps et, du coup, la qualité latente de l'appariement est en corrélation positive avec la durée d'occupation de l'emploi. Sans tenir compte de la qualité latente de l'appariement, l'effet estimatif de la durée de l'occupation du travail sera biaisé vers le haut. En revanche, les travailleurs hautement motivés sont plus susceptibles de toucher des salaires élevés et ont moins tendance à être mis à pied, et les travailleurs qui touchent des salaires élevés comparativement à leurs homologues ne quitteront pas leur travail. En ne tenant pas compte de l'hétérogénéité latente des travailleurs, on a tendance à fausser vers le haut le coefficient de la durée d'occupation de l'emploi dans la régression par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les mêmes arguments s'appliquent aussi à l'expérience, bien qu'indirectement, puisque l'expérience de travail constitue la somme des durées d'occupation des anciens emplois. Le niveau d'instruction est une autre variable que l'on prétend souvent être endogène dans le modèle du capital humain. Les études demandent moins d'efforts aux personnes dont les capacités sont supérieures et, du coup, celles-ci ont tendance à avoir un niveau d'instruction plus élevé et à toucher des revenus supérieurs pour un nombre donné d'années d'études. De plus, on peut prétendre que les décisions de devenir membre d'un syndicat ou de passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein peuvent être endogènes. Si les travailleurs sont au courant des avantages salariaux qu'offre un emploi syndiqué ou des avantages des employés à temps plein et que (les derniers, non syndiqués ou à temps partiel, ne sont pas satisfaits de leur salaire actuel), ils pourront de manière éclairée décider de devenir membres d'un syndicat ou à passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein.

[9] Les statistiques descriptives sont présentées en annexe (tableau A1).

Pareillement, un travailleur peu scolarisé peut ne pas être satisfait de son revenu actuel et décider d'améliorer ses compétences en retournant aux études.

La corrélation entre les variables explicatives ci-dessus et les composantes d'erreur peut être traitée par le biais d'une procédure d'estimation des variables instrumentales (VI). Puisque ces variables explicatives varient dans le temps, les candidats naturels de leurs VI sont les écarts de leurs moyennes propres à l'emploi. Par construction, ces VI sont fortement en corrélation avec les variables explicatives endogènes, tout en ne l'étant pas du tout avec les composantes latentes[10]. Grâce à ces variables instrumentales, les estimations des VI pour β sont cohérentes[11], et des estimations cohérentes pour σ_ε^2, σ_α^2 et σ_δ^2 peuvent être calculées en fonction de ces estimations des VI[12].

Cependant, les estimations des VI ne sont pas sans biais. De plus, nos observations se fondent à la fois sur le travailleur et les emplois qu'il a eus au fil du temps. La fenêtre d'observation n'est pas la même pour tous les travailleurs et ceux-ci peuvent avoir un nombre différent d'emplois. Un travailleur peut avoir plus d'un emploi en même temps, et ces différents emplois peuvent durer pendant un nombre différent de périodes. C'est pourquoi la matrice des covariances des termes d'erreur est propre à la personne. En général, si on observe que le travailleur i a des emplois J_i au cours des périodes T_i, la matrice des covariances est la suivante :

$$\Omega_i = \sigma_\alpha^2 \boldsymbol{l}_i \boldsymbol{l}_i' + \sigma_\delta^2 \boldsymbol{G}_i \boldsymbol{G}_i' + \sigma_\varepsilon^2 \boldsymbol{I}_i$$

où $\boldsymbol{l}_i$ est le vecteur des unités T_ix1, G_i est une matrice T_i x J_i dont l'élément $tj^{ème}$ est l'unité si l'emploi j est tenu au moment t et est autrement 0, et $\boldsymbol{I}_i$ est une matrice d'identité de l'ordre de T_i[13]. Pour obtenir des estimations efficientes de β, il faut appliquer la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée (MCG). Mais contrairement au cas où l'effet latent de l'emploi est présumé être 0, dans le cadre duquel on peut obtenir les estimations MCG au moyen de la transformation θ habituel[14], on doit procéder à la transformation pour chaque travailleur séparément. Par exemple, dans le cas simple où l'on observe à l'égard d'un travailleur des taux salariaux pour deux emplois, la matrice des covariances est la suivante :

---

[10] On se sert également des études des parents et des mesures de l'état de santé du travailleur comme instruments supplémentaires. Cependant, les résultats empiriques sont essentiellement les mêmes avec ou sans instruments supplémentaires.

[11] Hausman et Taylor (1981).

[12] La procédure des VI nous donne une estimation valide de la somme des composantes de la variance. Au moyen des estimations des VI pour les β avec écarts, des moyennes propres à l'emploi, σ_ε^2 peut être obtenu. En utilisant ces β avec les écarts des moyennes propres à la personne, on peut calculer σ_δ^2. À partir de ces deux estimations de variance et de la somme des composantes de la variance, on obtient σ_α^2. Ces estimations nous permettent d'établir la matrice des covariances nécessaire à la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée des variables instrumentales.

[13] Pour plus de renseignements sur la structure de la covariance, voir Altonji et Shakotko (1987). Light et McGarry (1998) se sont également servis de cette structure d'erreur dans leur étude sur la mobilité de l'emploi et la rémunération.

[14] Dans ce cas, la matrice des covariances est $\sigma_\alpha^2 \boldsymbol{l}_i \boldsymbol{l}_i' + \sigma_\varepsilon^2 \boldsymbol{I}_i$. Bien que les dimensions de cette matrice soient différentes pour les différents travailleurs dans un panel non équilibré, les éléments de la diagonale pour l'ensemble des travailleur sont $\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$, et les éléments hors diagonale sont simplement σ_α^2.

$$\begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}.$$

Mais si les deux observations des salaires s'appliquent au même emploi (qui doit nécessairement couvrir deux périodes), la matrice des covariances sera plutôt :

$$\begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 \\ \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}.$$

Par conséquent, la matrice de la transformation dépend non seulement du nombre d'observations concernées pour chaque travailleur, mais également du nombre d'emplois tenus par chaque travailleur et la durée de chaque emploi.

À partir d'une estimation cohérente de la matrice des covariances obtenue par l'entremise de la procédure des VI et des variables initiales transformées, la procédure d'estimation des VI est encore une fois appliquée au modèle transformé. Cet estimateur est appelé l'estimateur des moindres carrés généralisé des variables instrumentales (MCGVI)[15]. C'est cohérent et asymptotiquement efficace. On évalue un certain nombre de spécifications différentes du modèle salarial. Les spécifications différentes reposent sur la façon dont les variables explicatives potentielles sont en corrélation avec les termes d'erreur latents.

IV. Résultats empiriques

1. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives pour les variables employées dans les régressions se trouvent au tableau A1 en annexe. Les logarithmes du salaire horaire moyen des hommes hautement qualifiés et des hommes peu qualifiés sont de 2,63 et 2,36, respectivement, soit une différence d'environ 26 % entre les deux. La différence correspondante entre les femmes peu qualifiées et les femmes hautement qualifiées est d'environ 29 %. L'âge moyen des hommes hautement qualifiés (peu qualifiés) est de 27,5 ans (23,1 ans), tandis que l'âge moyen des femmes hautement qualifiées (peu qualifiées) est de 27,1 ans (25 ans). L'expérience de travail totale des hommes peu qualifiés et hautement qualifiés est à peu près identique (soit 5,9 ans contre 5,7 ans), tandis que l'expérience de travail des femmes hautement qualifiées est quelque peu supérieure à celle des femmes peu qualifiées (5,1 ans contre 4,7 ans). Le nombre moyen d'années d'études des travailleurs hautement qualifiés est d'environ quatre ans supérieur à celui des travailleurs peu qualifiés (15 ans contre 11 ans). La durée moyenne d'occupation de l'emploi des travailleurs hautement qualifiés n'est que légèrement supérieure à celle des travailleurs peu qualifiés (la différence est d'environ 0,2 an pour les hommes et 0,4 an pour les femmes). Les travailleurs hautement qualifiés sont plus susceptibles d'être syndiqués que les travailleurs peu qualifiés, en particulier chez les femmes (25 % contre 14 %). Il est intéressant de noter que les travailleurs hautement qualifiés sont plus susceptibles que les travailleurs peu qualifiés de s'inscrire à des cours (à temps partiel ou à temps plein) à un moment ou à un autre (24 % contre 13,5 % chez les hommes, et 25 % contre 18 % chez les femmes).

[15] Altonji et Shakotko (1987).

Dans l'ensemble des branches d'activité, les hommes peu qualifiés sont plus susceptibles de travailler dans les secteurs de la fabrication et de la construction, tandis que leurs homologues hautement qualifiés sont plus susceptibles de travailler dans les secteurs de la fabrication et du commerce de détail. Plus de 40 % des femmes peu qualifiées travaillent dans les secteurs du commerce de détail et des services hôteliers, tandis que plus de 40 % des femmes hautement qualifiées travaillent dans les secteurs des services sociaux, du commerce de détail et des services commerciaux. Enfin, un peu moins du tiers des travailleurs hautement qualifiés travaillent dans les entreprises les plus grandes (1 000 employés ou plus), tandis que plus du tiers des hommes peu qualifiés travaillent dans des entreprises comptant moins de 20 employés.

2. *Résultats des estimations : Incidences de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail*

Trois différentes spécifications du modèle sont évaluées séparément pour les hommes et les femmes peu qualifiés. À des fins de comparaison, le modèle est également évalué pour les hommes et les femmes qualifiés. Les résultats des estimations se trouvent aux tableaux A2 à A5. Les premières colonnes de ces tableaux donnent les estimations selon la méthode des MCO. Les colonnes 2 à 4, sous les titres MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, présentent les estimations des moindres carrés généralisées des variables instrumentales. À la colonne sous la rubrique MCGVI-1, on présume que les variables et les carrés de l'expérience et de la durée d'occupation de l'emploi, le nombre des années d'études, le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut à temps plein sont des variables endogènes. À la colonne sous la rubrique MCGVI-2, on exclut des variables endogènes, le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut à temps plein, et à la colonne MCGVI-3, on présume que sont endogènes seulement la variable et le carré de la durée d'occupation de l'emploi. Cette dernière spécification est celle qui se compare le mieux aux estimations MCGVI d'Altonji et Shakotko (1987).

À des fins de comparaison, les résultats des estimations selon la méthode des MCO sont résumés ci-dessous. Y font suite des discussions détaillées des résultats des estimations MCGVI pour chaque groupe de travailleurs. Les estimations selon la méthode des MCO du modèle confirment un certain nombre de faits stylisés, comme la faible rémunération dans les secteurs du commerce de détail et de l'hébergement (la branche d'activité de référence est celle de la fabrication), la rémunération supérieure des travailleurs mariés comparativement aux travailleurs célibataires, un avantage de salaire syndical appréciable et un effet évident sur la taille de l'employeur. L'estimation selon la méthode des MCO de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail pour ces quatre groupes. La différence est particulièrement évidente dans le cas des travailleurs peu qualifiés. L'incidence estimative de la durée d'occupation de l'emploi des hommes peu qualifiés est de 5,4 %, alors que l'incidence estimative de leur expérience de travail n'est pas significativement différente de zéro. Tandis que l'incidence estimative de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des femmes peu qualifiées est de 11 %, l'incidence estimative de leur expérience de travail est négative et vraisemblablement fausse. Cela n'est pas étonnant puisque l'estimation selon la méthode des MCO ne tient pas compte du problème endogène potentiel et que l'hétérogénéité latente n'est pas neutralisée, ce qui fait que les chiffres sont vraisemblablement biaisés et incohérents.

Le tableau A2 fournit des estimations pour les hommes peu qualifiés. Les résultats se fondent sur 1 527 personnes et 6 126 enregistrements salariaux. Les estimations des coefficients clés sont très semblables d'une spécification à l'autre. Les coefficients sur la durée d'occupation de l'emploi (0,0515, 0,0517 et 0,0548 sous les rubriques MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, respectivement)

sont supérieurs aux coefficients correspondants sur l'expérience de travail (0,0298, 0,0351 et 0,0243) pour ce groupe de travailleurs. Les coefficients sur le carré de la durée d'occupation de l'emploi pour les trois spécifications (-0,0329, -0,0344, -0,0374) indiquent que le salaire augmente avec la durée d'occupation de l'emploi à un rythme qui ralentit toujours. Alors que les coefficients sur le carré de l'expérience sont tous négatifs, ils ne diffèrent pas de zéro de façon significative sous les rubriques MCGVI-1 et MCGVI-3. Il n'y a que MCGVI-2 qui produise un coefficient significativement différent de zéro, mais son ampleur est relativement faible (-0.0072). Il en est ainsi puisque notre échantillon est composé de jeunes travailleurs et que les estimations ont saisi la portion ascendante de la pente du profil des revenus selon l'âge.

Les résultats pour les hommes qualifiés se trouvent au tableau A3. Le tableau illustre que les estimations MCGVI de l'incidence de l'expérience de travail sont supérieures à celles de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi. Les coefficients sur l'expérience sont 0,0651, 0,0714 et 00581 pour les trois spécifications. Ils sont de loin supérieurs aux estimations correspondantes pour la durée d'occupation de l'emploi (0,0135, 0,012 et 0,0235). Contrairement à ce qu'on avait observé pour les hommes peu qualifiés, on constate que les estimations ci-dessus varient considérablement d'une spécification à l'autre, vraisemblablement compte tenu d'une hétérogénéité plus forte chez les hommes qualifiés. De fait, les variances estimatives des caractéristiques latentes relatives aux employés et aux emplois (σ^2_α et σ^2_δ) pour les hommes qualifiés sont toutes supérieures sur le plan quantitatif à celles qui concernent les hommes peu qualifiés dans les trois spécifications (voir les tableaux A2 et A3). En revanche, les coefficients relatifs au carré de l'expérience (-0,0134, -0,0166, et -0,013) et les coefficients relatifs au carré de la durée d'occupation de l'emploi (-0,0118, -0,0155 et -0,018) indiquent que l'expérience de travail et la durée d'occupation de l'emploi ont moins d'incidence (tous les coefficients ci-dessus diffèrent significativement de 0). Cependant, on peut observer que ces coefficients des carrés de l'expérience et de la durée d'occupation de l'emploi sont très près, et qu'aucun d'eux ne comporte une ampleur très importante.

Le tableau A4 renferme les estimations qui s'appliquent aux femmes peu qualifiées. On obtient les mêmes résultats en comparant l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et l'incidence de l'expérience de travail que dans le cas des hommes peu qualifiés. Pour les trois spécifications, on a estimé les coefficients de l'expérience de travail comme étant 0,0229, 0,0233 et 0,0226, tandis que les coefficients correspondants de la durée d'occupation de l'emploi sont 0,0325, 0,0451 et 0,0512 (tous les six sont significatifs au niveau de 1 %). Manifestement, les trois spécifications fournissent des estimations très semblables pour les coefficients sur l'expérience, mais les estimations de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi varient considérablement. Cela ne devrait toutefois pas influer sur les estimations globales de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi, puisque le coefficient à l'égard du carré de la durée d'occupation de l'emploi (-0,0169, -0,0273 et -0,0303) a une valeur négative importante quand le coefficient relatif à la durée d'occupation de l'emploi augmente (0,0325, 0,0451 et 0,0512).

Enfin, les résultats concernant les femmes qualifiées (tableau A5) sont quelque peu inégaux. On ne sait pas vraiment si l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle de l'expérience de travail, ou vice-versa. En outre, les estimations qui s'appliquent aux trois spécifications comportent des variations considérables, même si les coefficients relatifs à l'expérience et au carré de la durée d'occupation de l'emploi peuvent réduire les écarts.

On peut examiner, en ce qui a trait aux résultats ci-dessus, la sensibilité des estimations. Soulignons, à titre de conclusion générale, que les estimations selon la méthode des MCO sont

très robustes, tandis que les estimations MCGVI le sont moins. Alors que les estimations selon la méthode des MCO de quatre différentes spécifications confirment que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail pour tous les travailleurs, les estimations MCGVI produisent parfois des résultats opposés. Cependant, une caractéristique particulière des estimations MCGVI est que, alors que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est inférieure à l'incidence de l'expérience au sein de chacun des groupes, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs peu qualifiés est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation qui s'applique aux travailleurs qualifiés. Dans un cas extrême où l'on présume que logarithme du salaire dépend seulement de l'expérience, de la durée d'occupation et de leurs carrés, cette caractéristique est très bien illustrée. Dans le tableau A6, les coefficients relatifs à l'expérience pour les hommes qualifiés et les travailleurs peu qualifiés sont très près (0,34 contre 0,33 à l'égard de l'expérience, -0,12 à l'égard du carré de l'expérience pour les deux groupes). Le coefficient à l'égard de la durée d'occupation de l'emploi se chiffre à 0,13 dans le cas des hommes peu qualifiés, ce qui est plus du double du coefficient qui s'applique aux hommes qualifiés (0,06), tandis que les coefficients sur le carré de la durée d'occupation de l'emploi s'élèvent à -0,1 (pour les hommes peu qualifiés) et à -0,07 (pour les hommes qualifiés), respectivement. Dans le cas des femmes, le tableau indique clairement que l'incidence de l'expérience de travail est supérieure dans le cas des femmes qualifiées que dans le cas des femmes peu qualifiées, et que la durée d'occupation de l'emploi est plus importante pour les femmes peu qualifiées que pour les femmes qualifiées. Alors même si l'incidence estimative de l'expérience peut s'avérer supérieure à celle de la durée d'occupation de l'emploi dans différentes spécifications, on voit clairement que pour les travailleurs peu qualifiés, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle des travailleurs qualifiés, tandis que pour les travailleurs qualifiés, l'incidence de l'expérience de travail est supérieure à celle des travailleurs peu qualifiés.

3. Certains résultats des simulations

Pour tenir compte du volet non linéaire des effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail sur le salaire, on calcule les effets partiels sur le taux salarial évalué à la moyenne et diverses valeurs précises de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience. Les tableaux 3, 4 et 5 présentent les effets bruts calculés de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience du travail sur le taux salarial (en fonction des spécifications MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, respectivement). Les estimations des variances et des covariances de ces coefficients servent à calculer les erreurs-types de ces effets partiels.

Tableau 3. Effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience : MCGVI-1 (erreur-type entre parenthèses)								
	Hommes peu qualifiés		Hommes hautement qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
Année	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0449 (0,0046)	0,0289 (0,0052)	0,0111 (0,0043)	0,0625 (0,0050)	0,0291 (0,0052)	0,0231 (0,0062)	0,0363 (0,0037)	0,0431 (0,0046)
2	0,0384 (0,0043)	0,0280 (0,0056)	0,0088 (0,0041)	0,0598 (0,0048)	0,0257 (0,0049)	0,0234 (0,0059)	0,0319 (0,0035)	0,0427 (0,0043)
3	0,0318 (0,0050)	0,0271 (0,0048)	0,0064 (0,0048)	0,0571 (0,0047)	0,0224 (0,0057)	0,0237 (0,0057)	0,0276 (0,0041)	0,0422 (0,0042)
4	0,0252 (0,0042)	0,0262 (0,0047)	0,0041 (0,0041)	0,0544 (0,0046)	0,0190 (0,0047)	0,0240 (0,0055)	0,0233 (0,0034)	0,0418 (0,0041)
5	0,0186 (0,0058)	0,0254 (0,0047)	0,0017 (0,0058)	0,0517 (0,0047)	0,0156 (0,0067)	0,0243 (0,0055)	0,0189 (0,0049)	0,0413 (0,0041)
6	0,0121 (0,0045)	0,0245 (0,0047)	-0,0007 (0,0047)	0,0490 (0,0048)	0,0122 (0,0052)	0,0246 (0,0059)	0,0146 (0,0039)	0,0409 (0,0043)
Moyenne[16]	0,0301 (0,0042)	0,0246 (0,0047)	0,0054 (0,0041)	0,0499 (0,0047)	0,0221 (0,0047)	0,0242 (0,0055)	0,0255 (0,0034)	0,0413 (0,0041)

Le tableau 3 montre que, pour les hommes peu qualifiés, l'effet moyen de la durée d'occupation de l'emploi sur le logarithme du salaire est supérieur à celui de l'expérience de travail (0,030 contre 0,025). Cela signifie que l'incidence d'une année supplémentaire dans la durée d'occupation de l'emploi correspond à environ la moitié d'un point de pourcentage supérieur à l'incidence d'une année supplémentaire d'expérience. Cependant, les incidences moyennes de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience dans le cas des femmes peu qualifiées sont presque les mêmes (0,022 contre 0,24). En revanche, l'incidence moyenne de l'expérience dans le cas des travailleurs qualifiés (hommes et femmes) est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi, en particulier dans le cas des hommes qualifiés. La différence montre clairement que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des hommes qualifiés, soit 0,0054, comporte une erreur-type de 0,0041. Cependant, quand on fait le calcul en remontant aux trois premières années dans le cas des hommes peu qualifiés et aux deux premières années dans le cas des femmes peu qualifiées, on peut observer que les incidences de la durée d'occupation de l'emploi sont supérieures aux incidences de l'expérience de travail. Dans le cas des travailleurs qualifiés, on constate que le mécanisme de progression de la rémunération diffère passablement des travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des travailleurs qualifiés, l'expérience de travail joue un rôle beaucoup plus important que la durée d'occupation de l'emploi dans leur processus de formation de la rémunération, tandis que pour les travailleurs peu qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi peut influer également sinon plus que le total de l'expérience sur le marché du travail.

En fonction des résultats des estimations de MCGVI-2, le tableau 4 montre que, dans le cas des travailleurs peu qualifiés, l'incidence moyenne de la durée d'occupation de l'emploi n'est que légèrement supérieure à l'incidence de l'expérience de travail, tandis que les différences entre les incidences moyennes pour les travailleurs qualifiés sont très évidentes. Au cours des trois premières années, en revanche, les travailleurs peu qualifiés ont intérêt à conserver le même

[16] Les moyennes de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des hommes et des femmes peu qualifiés, des hommes et des femmes hautement qualifiés s'élèvent à 3,25, 3,09, 3,41 et 3,49 ans, respectivement. Les moyennes correspondantes de l'expérience de travail sont les suivantes : 5,.85, 4,70, 5,66 et 5,13 ans. Voir le tableau A1 en annexe.

employeur puisque l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail au cours des premières années. Là encore, le tableau 4 montre que les mécanismes de progression de la rémunération qui s'appliquent aux travailleurs qualifiés et peu qualifiés diffèrent considérablement. L'expérience de travail contribue à la croissance de la rémunération dans une proportion nettement supérieure que la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs qualifiés, tandis que le rôle de la durée d'occupation de l'emploi est pour l'essentiel aussi important que l'expérience, et surtout au cours des premières années d'emploi.

Tableau 4 . Effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience : IVGSL-2 (erreur-type entre parenthèses)

	Hommes peu qualifiés		Hommes hautement qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
Année	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0448 (0,0045)	0,0337 (0,0053)	0,0089 (0,0044)	0,0680 (0,0051)	0,0396 (0,0055)	0,0239 (0,0068)	0,0345 (0,0035)	0,0470 (0,0045)
2	0,0380 (0,0043)	0,0322 (0,0050)	0,0058 (0,0042)	0,0647 (0,0049)	0,0342 (0,0052)	0,0246 (0,0065)	0,0303 (0,0035)	0,0451 (0,0043)
3	0,0311 (0,0050)	0,0308 (0,0049)	0,0027 (0,0050)	0,0614 (0,0047)	0,0287 (0,0062)	0,0252 (0,0062)	0,0261 (0,0039)	0,0431 (0,0041)
4	0,0242 (0,0042)	0,0294 (0,0047)	-0,0004 (0,0042)	0,0580 (0,0047)	0,0233 (0,0051)	0,0259 (0,0060)	0,0219 (0,0032)	0,0412 (0,0040)
5	0,0173 (0,0059)	0,0279 (0,0047)	-0,0035 (0,0060)	0,0547 (0,0047)	0,0178 (0,0073)	0,0265 (0,0060)	0,0177 (0,0046)	0,0393 (0,0040)
6	0,0105 (0,0046)	0,0265 (0,0048)	-0,0065 (0,0048)	0,0514 (0,0049)	0,0123 (0,0057)	0,0271 (0,0061)	0,0135 (0,0035)	0,0374 (0,0041)
Moyenne	0,0293 (0,0031)	0,0268 (0,0029)	0,0014 (0,0030)	0,0526 (0,0034)	0,0282 (0,0037)	0,0263 (0,0040)	0,0240 (0,0039)	0,0391 (0,0026)

Enfin, d'après les résultats fondés sur MCGVI-3 (tableau 5), la durée d'occupation de l'emploi joue un rôle encore plus important que dans le cas des deux autres spécifications. L'effet moyen de la durée d'occupation de l'emploi qui est supérieur à l'effet moyen de l'expérience pour l'ensemble des femmes et des hommes peu qualifiés l'est encore plus ici que dans les spécifications précédentes. Dans le temps, cette spécification indique que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est toujours supérieure à l'effet de l'expérience jusqu'à la quatrième année d'occupation de l'emploi et d'expérience, alors que les résultats fondés sur les deux autres modèles montrent que l'effet de la durée d'occupation de l'emploi est supérieur à l'effet de l'expérience jusqu'à la deuxième ou troisième année d'emploi.

Tableau 5. Effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience : MCGVI-3 (erreur-type entre parenthèses)								
	Hommes peu qualifiés		Femmes peu qualifiées		Hommes hautement qualifiés		Femmes hautement qualifiées	
Année	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0473 (0,0045)	0,0240 (0,0036)	0,0199 (0,0043)	0,0555 (0,0038)	0,0451 (0,0059)	0,0233 (0,0041)	0,0485 (0,0037)	0,0274 (0,0031)
2	0,0398 (0,0039)	0,0237 (0,0035)	0,0163 (0,0041)	0,0529 (0,0039)	0,0391 (0,0045)	0,0239 (0,0036)	0,0426 (0,0035)	0,0276 (0,0027)
3	0,0324 (0,0033)	0,0234 (0,0033)	0,0127 (0,0040)	0,0503 (0,0041)	0,0330 (0,0038)	0,0246 (0,0031)	0,0368 (0,0034)	0,0279 (0,0023)
4	0,0249 (0,0029)	0,0231 (0,0032)	0,0091 (0,0040)	0,0477 (0,0043)	0,0270 (0,0032)	0,0252 (0,0027)	0,0309 (0,0035)	0,0281 (0,0020)
5	0,0174 (0,0026)	0,0228 (0,0032)	0,0055 (0,0041)	0,0451 (0,0045)	0,0209 (0,0030)	0,0259 (0,0023)	0,0250 (0,0037)	0,0283 (0,0018)
6	0,0099 (0,0026)	0,0225 (0,0033)	0,0019 (0,0044)	0,0425 (0,0048)	0,0148 (0,0031)	0,0266 (0,0021)	0,0191 (0,0040)	0,0285 (0,0017)
Moyenne	0,0305 (0,0019)	0,0226 (0,0017)	0,0011 (0,0030)	0,0434 (0,0021)	0,0325 (0,0018)	0,0257 (0,0024)	0,0339 (0,0023)	0,0283 (0,0018)

En résumé, nos résultats montrent que la durée d'occupation de l'emploi a un effet supérieur sur les salaires des travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des hommes qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi ne joue qu'un faible rôle tandis que l'expérience de travail constitue le principal moteur de l'augmentation du salaire. Cependant, dans le cas des femmes qualifiées, le résultat est quelque peu inégal.

Néanmoins, chez les travailleurs qui conservent leur emploi, la durée d'occupation de l'emploi et l'expérience de travail évoluent en même temps. Il serait plus réaliste de permettre à la durée d'occupation de l'emploi et à l'expérience de travail de varier en même temps. De la sorte, on pourrait comparer la progression du salaire chez les personnes dont la durée d'occupation de l'emploi est plus longue et chez celles dont la durée d'occupation de l'emploi est plus courte au sein de chaque groupe de travailleurs. Dans ce qui suit, on a calculé le salaire prévu à la fin de chaque année pour les deux types de travailleurs : ceux qui passent d'un emploi à l'autre et ceux qui conservent leur emploi. Dans la catégorie des personnes qui changent d'emploi, on retrouve les personnes qui changent d'employeur au début de chaque année, tandis que dans la catégorie des personnes qui gardent leur emploi, on trouve les personnes qui conservent le même emploi tout le temps. Dans les deux cas, on ne constate aucune interruption de travail. On a présumé que les travailleurs avaient commencé leur emploi en même temps et qu'ils n'avaient aucune expérience de travail antérieure[17]. Leur expérience de travail sera identique, mais la durée d'occupation de l'emploi différera : la personne qui change d'emploi a toujours une durée d'occupation d'un an, tandis que la personne qui garde le même emploi verra la durée d'occupation de son emploi et de son expérience augmenter d'un an à la fin de chaque année. Toutes les autres variables sont établies selon les moyennes de l'échantillon. Au tableau 6, on trouve la progression de la rémunération à troisième, cinquième, dixième et quinzième années

[17] On peut tirer la même conclusion si on suppose que les travailleurs avaient déjà de l'expérience. Par exemple, on peut calculer la progression de la rémunération des personnes qui ne quittent pas leur emploi et des personnes qui changent d'emploi comptant cinq ans d'expérience de travail. De même, la progression de la rémunération des personnes qui changement fréquemment d'emploi et des personnes qui changent rarement d'emploi peuvent être calculées. Dans le premier cas, les durées d'occupation de l'emploi seront nécessairement brèves, tandis que dans le dernier cas, les durées d'occupation de l'emploi seront nécessairement longues.

d'emploi pour les personnes qui changent d'emploi et les personnes qui gardent leur emploi à partir des estimations des trois spécifications.

Tableau 6. Progression de la rémunération pour les personnes qui changent d'emploi et les personnes qui gardent leur emploi

	Hommes peu qualifiés		Femmes hautement qualifiés		Hommes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.
MCGVI-1								
Rémunération à la fin de la première année	2,17		2,05		2,36		2,23	
Progression de la rémunération à								
3 ans	5,6	13,3	5,6	10,8	12,0	13,7	8,5	14,9
5 ans	10,9	23,6	10,5	19,4	22,8	25,4	16,9	27,9
10 ans	22,5	36,3	22,9	35,6	45,3	45,8	37,0	52,0
15 ans	31,9	29,9	36,5	44,5	61,1	54,1	56,1	64,1
MCGVI-2								
Rémunération à la fin de la première année	2,20		2,08		2,67		2,27	
Progression de la rémunération à								
3 ans	6,5	14,0	4,9	11,8	13,0	14,1	9,0	15,1
5 ans	12,3	24,5	10,1	19,4	24,6	25,7	17,3	27,7
10 ans	24,5	36,9	24,1	37,7	47,8	43,3	34,5	48,5
15 ans	33,4	28,4	40,2	42,2	63,3	45,3	47,3	53,3
MCGVI-3								
Rémunération à la fin de la première année	2,27		2,09		2,43		2,29	
Progression de la rémunération à								
3 ans	4,7	12,7	4,8	12,6	10,6	13,8	5,5	14,1
5 ans	9,4	22,3	9,8	23,4	20,1	25,2	11,2	25,9
10 ans	20,4	32,7	23,6	39,7	39,4	42,8	25,6	45,4
15 ans	31,2	24,2	38,8	42,8	52,0	45,0	40,5	50,5

La rémunération des travailleurs qui changent d'emploi et des personnes qui gardent leur emploi est la même à la fin de la première année, car ils ont tous les deux un an d'expérience de travail et une durée d'occupation d'emploi d'un an. Mais au fil du temps, la rémunération des travailleurs qui changent d'emploi et ceux qui gardent leur emploi commencera par diverger, puis par converger. Sous la spécification MCGVI-1, si un homme peu qualifié conserve le même emploi, sa rémunération annuelle augmentera de 13,3 % en trois ans. Mais s'il change d'emploi chaque année, sa rémunération n'augmentera que de 5,6 %. Le revenu que touche le travailleur qui garde son emploi est donc de 7,7 % supérieur à ce qu'il aurait touché s'il avait changé d'emploi tous les ans. On appelle cela le gain salarial supplémentaire ou l'augmentation supplémentaire d'un travailleur qui conserve son emploi (le travailleur qui garde son emploi) plutôt que de changer d'emploi tous les ans (le travailleur qui change d'emploi). La hausse de la rémunération supplémentaire dans le cas du travailleur qui garde son emploi se chiffrerait à 7,6 % sous MCGVI-2 et à 8,0 % sous MCGVI-3 en trois ans. La cinquième et la dixième années, les gains supplémentaires des personnes qui gardent leur emploi variaient de 12,4 % à 12,9 %, et de 12,3 % à 13,8 %, respectivement. La hausse maximale supplémentaire obtenue par les hommes peu qualifiés se situe entre 15 % et 16 % s'ils gardent le même emploi pendant sept à huit ans, période après laquelle les gains supplémentaires commencent à diminuer jusqu'à atteindre 0 (autour de la quatorzième année d'emploi). Dans le cas des femmes peu qualifiées, les résultats laissent croire que la hausse de la rémunération supplémentaire obtenue par une personne qui garde son emploi varie de 4,5 % à 6,6 % en trois ans, de 9,9 % à 11,9 % en cinq

ans, et de 8,3 % à 10,8 % en 10 ans. C'est vers la septième à la neuvième année d'emploi qu'on remarque un plateau des gains supplémentaires. La hausse supplémentaire maximale obtenue par une personne qui garde son emploi se situe autour de 17 %, puis elle diminue pour atteindre 0 vers la seizième année d'emploi.

Dans le cas des homme qualifiés, la hausse supplémentaire obtenue par le travailleur qui garde son emploi est limitée. Le gain supplémentaire maximum s'élève à environ 5 %. On peut l'atteindre vers la cinquième année d'emploi, puis elle diminue pour atteindre 0 immédiatement après. En revanche, la hausse de la rémunération supplémentaire dans le cas des femmes qualifiées suit la même courbe que pour les femmes et les hommes peu qualifiés qui conservent leur emploi. Les gains supplémentaires en trois ans d'emploi varient de 6,1 % à 8,5 %. Ils varient de 10,4 % à 14,7 % en cinq ans, de 14 % à 20 % en dix ans, et de 7 % à 10 % en quinze ans d'emploi. Les gains supplémentaires maximum que les femmes qualifiées qui gardent leur emploi peuvent obtenir s'élèvent à environ 14 % à 20 %; on peut l'atteindre entre la neuvième et la dixième années d'emploi.

L'exercice ci-dessus, conditionnel aux caractéristiques de l'employé et de l'emploi, montre que les travailleurs peu qualifiés pourraient augmenter leur rémunération plus rapidement s'ils conservaient le même emploi pendant une longue période plutôt que de passer fréquemment d'un emploi à un autre. Dans le cas des travailleurs peu qualifiés ne comptant aucune expérience de travail antérieure et des femmes qualifiées, la durée optimale d'occupation de l'emploi se situe autour de huit à neuf ans. La rémunération supplémentaire se situe entre 15 % et 20 % s'ils gardent leur emploi jusqu'à la durée optimale plutôt que de changer d'emploi tous les ans. Cependant, plus l'expérience générale de travail s'accumule, plus l'effet direct de la durée d'occupation de l'emploi sur la progression de la rémunération s'amenuise.

En fonction des résultats ci-dessus, il est raisonnable de conclure que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des travailleurs peu qualifiés au cours des premières années d'emploi. Les jeunes travailleurs peu qualifiés (qui ont habituellement peu d'expérience de travail) peuvent augmenter leurs possibilités de revenus de 15 % à 20 % en conservant leur emploi pendant huit à neuf ans plutôt qu'en changeant d'emploi tous les ans.

4. Incidence élevée des études

Les estimations de l'incidence des études dans la présente étude varient entre 13 % et 18 % pour les hommes et entre 13 % et 16 % pour les femmes. Ces chiffres sont relativement élevés comparativement à la plupart des études sur l'incidence des études[18]. Cela vaut la peine de souligner que l'échantillon de la présente étude saisit la portion ascendante de la pente du profil de la rémunération selon l'âge. Les travailleurs de l'échantillon sont jeunes et ont une expérience relativement faible et homogène sur le marché du travail (voir le tableau A1 en annexe). Il n'est pas surprenant de constater la contribution élevée du capital humain général, par exemple le nombre d'années d'études, à la progression de la rémunération chez les jeunes travailleurs. Sur le plan empirique, les estimations se fondent sur l'estimation des VI. On sait très bien que les estimations des VI concernant l'incidence des études sont presque toujours supérieures aux estimations correspondantes produites selon la méthode MCO; leur incidence élevée dans le présent travail compare passablement bien aux autres études fondées sur les VI. Par exemple, les

[18] Cards (1999) résume un nombre important d'études sur l'incidence des études. Les estimations selon la méthode MCO varient de 5 % à 11 %, tandis que les estimations des VI varient entre 6 % et 15 %.

estimations de Hausman et Taylor (1981), qui se fondent sur un échantillon aléatoire de la Panel Study on Income Dynamics (PSID) de 750 hommes âgés de 25 à 55 ans en 1968 et en 1972, varient de 12,5 % à 21,7 %.

Pour voir la sensibilité de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience relativement à l'incidence des études, certaines versions restreintes du modèle de la rémunération, où l'incidence des études est fixée à 8 % et à 10,5 %, sont également évaluées[19]. Sous réserve de la restriction, la principale constatation selon laquelle l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des hommes peu qualifiés tient toujours, tout comme l'opposé dans le cas des hommes hautement qualifiés. Par exemple, si on établit l'incidence des études à 10,5 % dans le cas des hommes peu qualifiés, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail devient 8,4 % et 7,5 %, respectivement, tandis que si l'incidence de leurs études est établie à 8 %, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et l'incidence de l'expérience deviennent 7,4 % et 6,2 %, respectivement. Cependant, quand on réduit l'incidence des études à 8 % ou à 10,5 % dans le cas des femmes peu qualifiées, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est inférieure à l'incidence de l'expérience[20].

5. *Les effets d'autres variables sur la progression de la rémunération*

Les effets des autres variables explicatives sur le modèle de rémunération sont passablement stables d'une spécification à l'autre. On peut les résumer comme suit :

(a) Les hommes, indépendamment de leur niveau de compétences, touchent un avantage de salaire syndical d'environ 7 %, tandis que les femmes touchent un avantage supérieur (de 11 % à 15 %).
(b) En général, les travailleurs à temps plein touchent un salaire horaire supérieur, bien que cela soit inégal dans le cas des femmes hautement qualifiées.
(c) Les travailleurs mariés ont un salaire horaire supérieur, indépendamment de leur sexe et de leur niveau de compétences. Mais le salaire horaire des hommes mariés peu qualifiés peut être supérieur de 15 % à celui de leurs homologues non mariés.
(d) Les travailleurs des secteurs du commerce de détail, des services hôteliers et des autres services gagnent beaucoup moins que les travailleurs des secteurs de la fabrication.
(e) Les travailleurs qui ont un emploi dans de grandes entreprises (les entreprises comptant 500 employés ou plus et celles comptant plus de 1 000 employés) touchent un avantage de salaire d'environ 10 %. L'avantage établi selon la taille de l'entreprise dans le cas des travailleurs hautement qualifiés est supérieure à celle qui s'applique aux travailleurs peu qualifiés.

V. *Sommaire et conclusion*

Dans un contexte de progrès technologique axé sur une main-d'œuvre qualifiée, il est important de comprendre le mécanisme de progression de la rémunération chez les travailleurs peu qualifiés dans le but d'élaborer des politiques qui visent à améliorer leurs possibilités de revenus. À partir des données extraites de l'EDTR de 1993 à 1998, on a estimé un modèle de capital

[19] Les estimations médianes résumées dans Card (1999) se situent environ à 10,5 %.

[20] On peut obtenir les résultats sur demande.

humain élargi de progression de la rémunération qui s'applique aux jeunes travailleurs comptant différents niveaux de compétences. Le modèle empirique permet d'établir une corrélation entre, d'une part, quelques variables explicatives importantes comme l'expérience de travail, la durée d'occupation de l'emploi et le nombre d'années d'études et, d'autre part, les caractéristiques latentes relatives aux travailleurs et la qualité de l'appariement des emplois. Le modèle est évalué au moyen de la procédure MCGVI mise en œuvre par Altonji et Shakotko (1987), ce qui constitue un prolongement des travaux de Hausman et Taylor (1981). Les estimateurs sont conformes et asymptotiquement efficients.

L'étude révèle que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi diffère considérablement de 0. Contrairement au cas des travailleurs qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi a un effet supérieur sur l'augmentation du salaire que l'expérience totale sur le marché du travail chez tous les travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des femmes qualifiées, toutefois, la durée d'occupation de l'emploi peut jouer un rôle plus grand que l'expérience de travail. D'après les résultats, on peut remplacer le faible capital humain général des travailleurs peu qualifiés par le capital humain qu'ils acquièrent en entreprise. Par exemple, les travailleurs peu qualifiés qui n'avaient aucune expérience de travail antérieure peuvent toucher une rémunération supplémentaire de 15 % à 20 % s'ils gardent leur emploi pendant environ huit à neuf ans plutôt que de changer d'emploi tous les ans.

Les résultats permettent également d'expliquer, du moins en partie, la différence importante dans la progression de la rémunération observée dans les panels équilibrés et non équilibrés de travailleurs (tableau 2). En comparant les deux panels, on observe que les travailleurs qui se situent dans le panel équilibré sont ceux dont la durée d'occupation de l'emploi est la plus longue, tandis que les travailleurs qui se trouvent dans le panel non équilibré sont ceux dont les durées d'occupation de l'emploi sont relativement courtes. De fait, les moyennes dans le panel équilibré sont de 4,2 ans pour les hommes peu qualifiés, de 3,8 ans dans le cas des hommes qualifiés et des femmes peu qualifiées, et de 4,1 ans pour les femmes qualifiées[21]. Les moyennes correspondantes sont de 3,3, 3,1, 3,4 et 3,5 ans quand on inclut tous les travailleurs (le panel non équilibré, voir le tableau A1). Les durées d'occupation d'emploi prolongées des travailleurs qui se trouvent dans le panel équilibré peuvent jouer un rôle important dans l'explication de la progression de la rémunération supérieure observée à l'égard de ces travailleurs.

Une des limites de l'étude est que la taille de l'échantillon ne nous permet pas d'établir d'interactions significatives entre la durée d'occupation de l'emploi, d'une part, et les branches d'activité ou les professions, d'autre part. Cela nous aurait permis de mieux comprendre la progression de la rémunération dans le contexte de dualité du marché du travail[22].

[21] Le calcul de l'auteur s'applique aux travailleurs visés à la partie II du tableau 1.

[22] Dickens et Lang (1985).

Annexe A. Statistiques descriptives et principaux résultats des estimations

Tableau A1. Moyenne et écart-type des variables employées

	Hommes peu qualifiés		Hommes qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes qualifiées	
Variables	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Rémunération	2,364	0,414	2,625	0,472	2,147	0,385	2,436	0,449
Expérience	5,85	4,908	5,658	4,22	4,697	4,563	5,132	3,91
Expérience^2	5,831	7,344	4,982	6,098	4,288	6,425	4,162	5,213
Durée d'occupation de l'emploi	3,254	3,299	3,407	3,06	3,088	3,298	3,491	3,263
Durée d'occupation de l'emploi^2	2,146	4,079	2,097	3,53	2,041	4,054	2,284	3,933
Nombre d'années d'études	11,208	1,511	15,161	2,661	11,262	1,59	14,989	2,269
Syndicat	0,233	0,423	0,27	0,444	0,144	0,351	0,251	0,433
Temps plein	0,904	0,295	0,928	0,259	0,728	0,445	0,819	0,385
Étudiant	0,135	0,342	0,244	0,43	0,182	0,386	0,246	0,431
Région rurale	0,195	0,396	0,132	0,339	0,206	0,405	0,124	0,329
Travailleur marié	0,405	0,491	0,476	0,499	0,517	0,5	0,533	0,499
Atlantique	0,081	0,273	0,073	0,261	0,093	0,29	0,086	0,281
Ontario	0,367	0,482	0,38	0,485	0,366	0,482	0,354	0,478
Québec	0,201	0,401	0,238	0,426	0,175	0,38	0,254	0,435
Prairies	0,223	0,419	0,176	0,381	0,205	0,403	0,175	0,38
C.-B.	0,124	0,33	0,132	0,338	0,162	0,369	0,131	0,337
Foresterie	0,018	0,133	0,009	0,096	0,005	0,072	0,003	0,05
Extraction minière	0,024	0,153	0,016	0,127	0,004	0,064	0,006	0,074
Fabrication	0,229	0,42	0,214	0,41	0,141	0,348	0,085	0,279
Construction	0,149	0,356	0,084	0,278	0,008	0,089	0,009	0,092
Transport	0,068	0,252	0,043	0,202	0,006	0,077	0,013	0,115
Communication	0,026	0,159	0,034	0,181	0,012	0,107	0,022	0,146
Commerce de gros	0,099	0,299	0,077	0,266	0,037	0,188	0,034	0,182
Commerce de détail	0,16	0,367	0,148	0,355	0,212	0,409	0,131	0,337
Finances	0,02	0,139	0,027	0,162	0,056	0,229	0,085	0,28
Immobilier	0,006	0,078	0,008	0,092	0,007	0,083	0,019	0,138
Secteurs commerciaux	0,028	0,164	0,074	0,262	0,043	0,203	0,106	0,307
Secteur public	0,024	0,154	0,069	0,254	0,037	0,189	0,066	0,248
Services d'enseignement	0,003	0,052	0,042	0,201	0,019	0,138	0,077	0,266
Services sociaux	0,01	0,097	0,026	0,159	0,066	0,248	0,182	0,386
Services hôteliers	0,085	0,279	0,069	0,253	0,23	0,421	0,093	0,29
Autres services	0,045	0,207	0,053	0,224	0,11	0,313	0,069	0,253
1993	0,15	0,357	0,127	0,333	0,164	0,37	0,129	0,335
1994	0,161	0,368	0,146	0,353	0,156	0,363	0,151	0,358
1995	0,164	0,371	0,163	0,369	0,159	0,366	0,165	0,371
1996	0,172	0,378	0,171	0,376	0,163	0,369	0,174	0,379
1997	0,178	0,382	0,186	0,389	0,178	0,383	0,185	0,388
1998	0,174	0,38	0,207	0,405	0,181	0,385	0,196	0,397
Taille de l'entreprise : < 20	0,358	0,48	0,22	0,414	0,295	0,456	0,269	0,443
Taille de l'entreprise : 20 à 99	0,201	0,401	0,198	0,398	0,182	0,386	0,178	0,383
Taille de l'entreprise : 100 à 499	0,114	0,318	0,149	0,356	0,111	0,314	0,132	0,338
Taille de l'entreprise : 500 à 999	0,066	0,248	0,088	0,283	0,072	0,259	0,08	0,272
Taille de l'entreprise : >=1000	0,228	0,42	0,324	0,468	0,304	0,46	0,323	0,468
Taille de l'échantillon	6 126		9 575		4 356		11 125	

Tableau A2. Hommes peu qualifiés (N=6126)

	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
Variable	est.	er. type	est.	er.type	est.	er.type	est.	er.type
Expérience de travail	0,0027	0,0027	0,0298***	0,0056	0,0351***	0,0057	0,0243***	0,0039
Expérience de travail^2/10	0,0053***	0,0019	-0,0044	0,0033	-0,0072**	0,0033	-0,0015	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0541***	0,0036	0,0515***	0,0049	0,0517***	0,0049	0,0548***	0,0052
Durée d'occupation de l'emploi^2/10	-0,0284***	0,0027	-0,0329***	0,0036	-0,0344***	0,0038	-0,0374***	0,004
Nombre d'années d'études	0,0141***	0,0026	0,1781***	0,0044	0,1672***	0,005	0,161***	0,002
Membre d'un syndicat	0,1659***	0,01	0,0732***	0,016	0,0706***	0,012	0,0909***	0,0123
Travailleur à temps plein	0,0232	0,0142	0,0059	0,019	0,0538***	0,0186	0,0939***	0,0131
Inscrit aux études	-0,146***	0,0134	0,0442*	0,024	-0,298*	0,0166	-0,0442***	0,0144
Région rurale	0,01	0,0095	0,0234	0,015	0,0321**	0,0144	0,0417***	0,0137
Travailleur marié	0,153***	0,0088	0,1464***	0,014	0,1449***	0,0138	0,1659***	0,0124
Atlantique	-0,208***	0,0145	-0,0806***	0,03	-0,0549*	0,0286	-0,0549**	0,0237
Québec	-0,107***	0,0105	0,0777***	0,024	0,1016***	0,0215	0,0986***	0,0173
Prairies	-0,070***	0,0099	-0,0275	0,024	0,0038	0,0222	0,0021	0,0166
Colombie-Britannique	0,1493***	0,0122	0,172***	0,028	0,2138***	0,0264	0,2162***	0,0209
Exploitation forestière et foresterie	0,234***	0,0285	0,2508***	0,041	0,2771***	0,038	0,3435***	0,0372
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2732***	0,0248	0,3439***	0,041	0,3746***	0,0398	0,3740***	0,0388
Construction	0,103***	0,0127	0,0897***	0,025	0,1173***	0,0231	0,1702***	0,0182
Transport et entreposage	0,012	0,016	0,0131	0,032	0,0506*	0,0305	0,0906***	0,0254
Communication et services publics	-0,116***	0,024	-0,0481	0,047	-0,0514	0,0472	-0,191	0,0418
Commerce de gros	-0,08***	0,014	-0,0389	0,027	-0,0047	0,0263	0,0182	0,022
Commerce de détail	-0,248***	0,0123	-0,2525***	0,026	-0,2030***	0,0251	-0,1703***	0,0184
Finances et assurance	-0,107***	0,0279	-0,066	0,051	-0,0364	0,0499	-0,0647	0,0468
Immobilier et agents d'assurance	-0,0228	0,0478	0,2038***	0,065	0,2291***	0,0621	0,2505***	0,0596
Service commercial	-0,0504**	0,0233	-0,1158***	0,036	-0,0948***	0,035	-0,0689**	0,0333
Service gouvernemental	0,0472*	0,0244	-0,0539	0,039	-0,0026	0,0366	0,0776**	0,0344
Service d'enseignement	-0,012	0,0696	0,0572	0,12	0,0795	0,12	0,0634	0,117
Services de santé et de service social	-0,113***	0,0379	-0,069	0,052	-0,0044	0,0521	-0,0878*	0,0479
Hébergement et restauration	-0,277***	0,0155	-0,2716***	0,03	-0,2049***	0,0288	-0,1778***	0,0215
Autres services	-0,239***	0,0191	-0,1761***	0,03	-0,1120***	0,0282	-0,1027***	0,0241
1994	0,0815***	0,0129	0,0816***	0,012	0,0841***	0,0126	0,1156***	0,0116
1995	0,0409***	0,0129	0,0258**	0,013	0,0545***	0,0142	0,0691***	0,0119
1996	0,0529***	0,0128	0,029**	0,014	0,0318**	0,0145	0,0556***	0,0126
1997	0,0241*	0,0128	0,0144	0,015	0,151	0,0148	0,0243*	0,0128
1998	0,0483***	0,013	0,0211	0,016	0,307*	0,0164	0,0475***	0,0136
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	-0,0055	0,0103	-0,0105	0,013	-0,0048	0,0121	0,0022	0,0116
100 à 499	0,029*	0,0128	-0,0158	0,015	-0,0185	0,0144	0,0038	0,0138
500 à 999	0,0614***	0,0159	0,045***	0,017	0,0467***	0,0173	0,0768***	0,0168
1000 ou plus	0,0593***	0,0109	0,0305**	0,015	0,0515***	0,0141	0,0665***	0,0131
Constant	1,9772***	0,0352	0,0542***	0,018	0,0810***	0,0185	0,0964***	0,0179
σ_a^2	--		0,0247		0,0245		0,0098	
σ_δ^2	--		0,0305		0,0287		0,0287	
σ_ε^2	--		0,0398		0,0424		0,0428	
R^2 ajusté	0,5423		0,928		0,933		0,945	

*. Significatif à 10 %.

**. Significatif à 5 %.

***. Significatif à 1 %.

Tableau A3. Hommes qualifiés(N=9575)

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. Type
Expérience de travail	0,0156***	0,0029	0,0651***	0,0052	0,0714***	0,0054	0,0581***	0,0038
Expérience de travail^2/10	0,0005	0,002	-0,0134***	0,0031	-0,0166***	0,0033	-0,0130***	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0554***	0,0036	0,0135***	0,0047	0,012**	0,0048	0,0235***	0,0046
Durée d'occupation de l'emploi^2/10	-0,03***	0,0031	-0,0118***	0,0039	-0,0155***	0,0042	-0,0180***	0,0036
Nombre d'années d'études	0,039***	0,0015	0,1399***	0,0025	0,1367***	0,0029	0,1282***	0,0014
Membre d'un syndicat	0,0555***	0,09	0,0709***	0,0123	0,0786***	0,0099	0,0728***	0,0098
Travailleur à temps plein	0,1041***	0,0146	0,0382***	0,0152	0,36**	0,0154	0,0675***	0,0112
Inscrit aux études	-0,144***	0,0088	-0,059***	0,0096	-0,0496***	0,0083	-0,045***	0,0076
Région rurale	0,0053	0,0108	0,0635***	0,0138	0,0756***	0,0136	0,076***	0,0135
Travailleur marié	0,1208***	0,0077	0,0505***	0,0107	0,0543***	0,0108	0,0668***	0,0097
Atlantique	-0,245***	0,0146	-0,0604***	0,0291	-0,0589**	0,0279	-0,0451*	0,0273
Québec	-0,097***	0,0093	-0,0079	0,0205	0,0068	0,0201	0,0228	0,0172
Prairies	-0,08***	0,0104	0,0522**	0,0221	0,0652***	0,0214	0,0788***	0,0209
Colombie-Britannique	0,0622***	0,0104	0,1474***	0,0229	0,1584***	0,0224	0,183***	0,0476
Exploitation forestière et foresterie	0,1149***	0,0374	0,1101**	0,055	0,1067**	0,0486	0,1519***	0,0476
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,1409***	0,0287	0,2563***	0,0456	0,2596***	0,0447	0,2739***	0,0435
Construction	0,0476***	0,0148	0,1655***	0,0235	0,1485***	0,0228	0,2058***	0,0208
Transport et entreposage	-0,109***	0,0188	0,0761***	0,0289	0,0803***	0,0285	0,1183***	0,0268
Communication et services publics	-0,0226	0,0207	0,0396	0,0306	0,044	0,0309	0,0761***	0,0283
Commerce de gros	-0,114***	0,0149	-0,0093	0,0193	-0,0103	0,0201	0,0123	0,018
Commerce de détail	-0,259***	0,0121	-0,1272***	0,0211	-0,123***	0,022	-0,0788***	0,0176
Finances et assurance	0,1166***	0,0229	0,0813**	0,0383	0,0887**	0,0379	0,1457***	0,0347
Immobilier et agents d'assurance	-0,137***	0,039	-0,0684	0,0442	-0,095**	0,043	-0,0093	0,041
Service commercial	-0,0226	0,0153	0,0275	0,0245	0,0236	0,0258	0,0761***	0,0211
Service gouvernemental	-0,0096	0,0157	0,0038	0,0271	0,0068	0,0269	0,0482**	0,0239
Service d'enseignement	-0,0204	0,0194	-0,0492	0,0328	-0,038	0,0328	0,0074	0,0293
Services de santé et de service social	-0,115***	0,0231	0,0261	0,044	0,0217	0,0433	0,0698*	0,0409
Hébergement et restauration	-0,487***	0,0158	-0,1623***	0,025	-0,1683***	0,0256	-0,12***	0,0223
Autres services	-0,19***	0,0174	-0,0661***	0,025	-0,0682***	0,0254	-0,0329	0,0221
1994	0,043***	0,0134	0,0207**	0,0101	0,0276***	0,0098	0,0612***	0,0091
1995	0,042***	0,0131	-0,0042	0,0109	0,0055	0,0109	0,039***	0,0095
1996	0,064***	0,013	0,0001	0,0123	0,0174	0,0123	0,0378***	0,0103
1997	0,0555***	0,0128	-0,0264*	0,014	-0,0091	0,0139	0,0115	0,0111
1998	0,0928***	0,0126	-0,018	0,016	0,0101	0,0156	.0523***	0,0121
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,1045***	0,0109	0,0593***	0,0114	0,0769***	0,0114	0,0898***	0,0105
100 à 499	0,1428***	0,0121	0,0907***	0,013	0,0993***	0,013	0,1062***	0,0118
500 à 999	0,1408***	0,0144	0,1079***	0,0142	0,1152***	0,0142	0,1401***	0,0131
1000 ou plus	0,1327***	0,0105	0,1094***	0,0124	0,1139***	0,0124	0,1312***	0,0111
Constant	0,1327***	0,0299	0,0108	0,0138	0,0295**	0,0134	0,1063***	0,0133
σ_u^2	--		0,0537		0,0493		0,0460	
σ_δ^2	--		0,0460		0,0406		0,0391	
σ_ε^2	--		0,0409		0,0430		0,0409	
R^2 ajusté	0,4765		0,898		0,905		0,907	

*. Significatif à 10 %.

**. Significatif à 5 %.

***. Significatif à 1 %.

Tableau A4. Femmes peu qualifiées (N=4356)

	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
Variable	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type
Expérience de travail	-0,011***	0,0033	0,0229***	0,0066	0,0233***	0,0073	0,0226***	0,0047
Expérience de travail^2/10	0,02***	0,0022	0,0015	0,0039	0,0032	0,0043	0,0033	0,0031
Durée d'occupation de l'emploi	0,1057***	0,004	0,0325***	0,0056	0,0451***	0,006	0,0512***	0,0063
Durée d'occupation de l'emploi^2/10	-0,029***	0,0031	-0,0169***	0,0043	-0,0273***	0,005	-0,0303***	0,0053
Nombre d'années d'études	0,0044***	0,0026	0,1644***	0,0059	0,1478***	0,0062	0,1372***	0,0022
Membre d'un syndicat	0,1153***	0,013	0,1158***	0,022	0,1441***	0,0167	0,1413***	0,0168
Travailleuse à temps plein	0,0332***	0,0097	0,0471***	0,0146	0,0707***	0,0128	0,0948***	0,0105
Inscrite aux études	-0,101***	0,0129	0,0142	0,0235	0,0249	0,0182	0,0424***	0,0147
Région rurale	-0,0014	0,0102	-0,0216	0,0161	-0,0084	0,0162	-0,0094	0,0104
Travailleuse mariée	0,0543***	0,0092	0,0714***	0,0151	0,084***	0,0148	0,1***	0,0123
Atlantique	-0,239***	0,0147	-0,1918***	0,0285	-0,1711***	0,0285	-0,1583***	0,0249
Québec	-0,071***	0,0119	0,0979***	0,0222	0,1011***	0,0225	0,1045***	0,0198
Prairies	-0,066***	0,011	-0,0202	0,0217	0,0022	0,0222	0,01	0,018
Colombie-Britannique	0,0996***	0,0119	0,1275***	0,0241	0,1545***	0,0248	0,1638***	0,0197
Exploitation forestière et foresterie	0,3754***	0,0555	0,3762***	0,1128	0,4595***	0,111	0,564***	0,1
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2653***	0,062	0,4598***	0,1055	0,4485***	0,1052	0,557***	0,101
Construction	-0,0427	0,045	0,0985	0,0722	0,1753**	0,0699	0,2041***	0,0644
Transport et entreposage	-0,0497	0,0513	0,0385	0,0831	0,1151	0,0793	0,162**	0,0752
Communication et services publics	0,1899***	0,0378	0,1987***	0,0737	0,2404***	0,0665	0,4051***	0,0708
Commerce de gros	0,103***	0,0231	0,0295	0,0496	0,0935**	0,0462	0,1555***	0,0367
Commerce de détail	-0,113***	0,0142	-0,1086***	0,0422	-0,0103	0,0396	0,0368*	0,0215
Finances et assurance	0,0688***	0,0208	-0,0207	0,0499	0,0555	0,049	0,0895**	0,0386
Immobilier et agents d'assurance	0,0163	0,0481	0,0967	0,1004	0,1835*	0,0997	0,2618***	0,0932
Service commercial	0,2432***	0,022	0,0241	0,0507	0,1272***	0,047	0,1867***	0,0321
Service gouvernemental	0,3303***	0,0238	0,1347***	0,0494	0,2004***	0,0474	0,2569***	0,0375
Service d'enseignement	0,1604***	0,0304	0,2713***	0,0572	0,3467***	0,0552	0,4349***	0,045
Services de santé et de service social	0,1354***	0,0187	0,1237***	0,0453	0,2007***	0,0436	0,2523***	0,0293
Hébergement et restauration	-0,158***	0,0142	-0,1349***	0,0411	-0,0441	0,0377	0,0036	0,0215
Autres services	-0,118***	0,0163	-0,1583***	0,044	-0,0694*	0,0402	-0,012	0,0243
1994	0,0116	0,0137	0,0372***	0,0138	0,0604***	0,0137	0,0834***	0,0124
1995	-0,003	0,0137	0,0144	0,0145	0,0193	0,0139	0,0345***	0,0129
1996	-0,03**	0,0136	0,0122	0,0156	0,0123	0,0147	0,0389***	0,0133
1997	-0,027**	0,0134	-0,0065	0,0158	0,0196	0,0155	0,0232*	0,0138
1998	-0,0212	0,0134	-0,0069	0,0167	0,0078	0,0167	0,0268*	0,0147
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,0746***	0,0117	0,0537***	0,0159	0,0685***	0,0149	0,0880***	0,0131
100 à 499	0,0874***	0,0141	0,0712***	0,019	,0869***	0,0183	0,1134***	0,0156
500 à 999	0,019	0,0165	-0,0088	0,02	0,0042	0,0191	0,0216	0,0178
1000 ou plus	0,0843***	0,0111	0,0828***	0,0168	0,0900***	0,0159	0,112***	0,0139
Constant	1,9191***	0,035	0,0417*	0,0234	0,1025***	0,0222	0,1239***	0,0224
σ_a^2	--		0,0113		0,0150		0,0050	
σ_h^2	--		0,0286		0,0310		0,0376	
σ_ε^2	--		0,0317		0,0326		0,0321	
R^2 ajusté	0,5667		0,936		0,934		0,945	

*. Significatif à 10 %.

**. Significatif à 5 %.

***. Significatif à 1 %.

Tableau A5. Femmes qualifiées (N=11125)

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type
Expérience de travail	0,0148***	0,0027	0,0436***	0,0049	0,0489***	0,0048	0,0272***	0,0036
Expérience de travail^2/10	0,0015	0,002	-0,0023	0,0032	-0,0096***	0,003	0,0011	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0434***	0,0031	0,0406***	0,004	0,0387***	0,0038	0,0544***	0,0041
Durée d'occupation de l'emploi ^{2}/10	-0,020***	0,0025	-0,0217***	0,0034	-0,021***	0,003	-0,0294***	0,0035
Nombre d'années d'études	0,0498***	0,0014	0,139***	0,0029	0,1408***	0,0029	0,129***	0,0013
Membre d'un syndicat	0,1122***	0,0085	0,132***	0,0122	0,1166***	0,0098	0,1061***	0,0097
Travailleuse à temps plein	0,0488***	0,008	0,0189**	0,0095	-0,0005	0,0086	0,0307***	0,0073
Inscrite aux études	-0,0825***	0,0076	-0,0174*	0,009	-0,0107	0,0077	-0,0005	0,0069
Région rurale	-0,0066	0,0091	0,0412***	0,0116	0,0497***	0,0115	0,0489***	0,0113
Travailleuse mariée	0,0544***	0,0066	0,0332***	0,0091	0,0343***	0,0092	0,0638***	0,0083
Atlantique	-0,2144***	0,0112	-0,1675***	0,0216	-0,1676***	0,0206	-0,1424***	0,0199
Québec	-0,1098***	0,0077	-0,1026***	0,0158	-0,1075***	0,0149	-0,074***	0,0133
Prairies	-0,1105***	0,0088	-0,0362**	0,0168	-0,04**	0,0158	-0,0048	0,0149
Colombie-Britannique	0,0676***	0,0097	0,0983***	0,0185	0,0881***	0,0174	0,1259***	0,0167
Exploitation forestière et foresterie	0,218***	0,0588	0,165**	0,0743	0,1455**	0,0733	0,2695***	0,073
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2902***	0,0409	0,3221***	0,0625	0,3272***	0,061	0,3929***	0,0587
Construction	-0,0501	0,033	0,0773*	0,0434	0,0593	0,0431	0,149***	0,0386
Transport et entreposage	-0,0637***	0,027	0,0749*	0,0424	0,0987**	0,0422	0,1727**	0,0368
Communication et services publics	0,0031	0,0224	0,0777**	0,0382	0,0598	0,037	0,1666***	0,0312
Commerce de gros	-0,0873***	0,0187	-0,0152	0,0354	-0,0468	0,0344	0,0663**	0,0271
Commerce de détail	-0,2836***	0,0129	-0,1427***	0,0275	-0,1752***	0,0266	-0,0774***	0,0177
Finances et assurance	-0,0236*	0,0142	0,0868***	0,0296	0,0662**	0,0286	0,1648***	0,022
Immobilier et agents d'assurance	0,0926***	0,0231	0,0683	0,0418	0,033	0,0406	0,1423***	0,0352
Service commercial	0,0848***	0,0134	0,1199***	0,0289	0,1068***	0,0281	0,2203***	0,019
Service gouvernemental	0,0382**	0,0158	0,0568*	0,031	0,0468	0,0294	0,1489***	0,022
Service d'enseignement	0,044***	0,0151	0,0625*	0,0331	0,0435	0,0322	0,1654***	0,022
Services de santé et de service social	0,0875***	0,0125	0,1238***	0,03	0,1032***	0,0287	0,2218***	0,0185
Hébergement et restauration	-0,3707***	0,014	-0,143***	0,0283	-0,1749***	0,027	-0,0736***	0,0191
Autres services	-0,2587***	0,015	-0,0729***	0,0295	-0,0923***	0,0285	0,0102	0,02
1994	0,0317***	0,011	-0,0216**	0,0093	-0,0136	0,0091	0,0126	0,0083
1995	-0,0007	0,0108	-0,0609***	0,0099	-0,0471***	0,0103	-0,0198**	0,0088
1996	0,0232***	0,0107	-0,0605***	0,0108	-0,0495***	0,0113	-0,0172*	0,0093
1997	0,0389***	0,0107	-0,0796***	0,0116	-0,0656***	0,0119	-0,0377***	0,0098
1998	0,0669***	0,0106	-0,0827***	0,0128	-0,0573***	0,013	-0,0258**	0,0105
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,0414***	0,009	0,0253**	0,0101	0,0256***	0,01	0,0418***	0,0093
100 à 499	0,0622***	0,0101	0,0501***	0,0116	0,0445***	0,0115	0,0711***	0,0105
500 à 999	0,1284***	0,012	0,0975***	0,0127	0,0774***	0,0128	0,1145***	0,0117
1000 ou plus	0,1473***	0,0085	0,0839***	0,0111	0,0877***	0,011	0,1055***	0,0096
Constant	1,4421***	0,0265	0,019	0,0127	0,0539***	0,0124	0,0529***	0,0125
σ_u^2	--		0,0266		0,0223		0,0221	
σ_δ^2	--		0,0388		0,0353		0,0352	
σ_ε^2	--		0,0402		0,0416		0,0414	
R^2 ajusté	0,5391		0,9243		0,9310		0,9310	

*. Significatif à 10 %.

**. Significatif à 5 %.

***. Significatif à 1 %.

Tableau A6 : Estimations de MCGVI, et expérience et durée d'occupation de l'emploi*

	Homme peu qualifié		Femme peu qualifiée		Homme qualifié		Femme qualifiée	
Variable	est.	err. type	est.	err. type	est.	err. type	est.	err. type
Expérience	0,3264	0,0083	0,2713	0,0117	0,3353	0,0077	0,3523	0,0074
Expérience^2/10	-0,1225	0,0053	-0,0929	0,0078	-0,1199	0,0049	-0,1507	0,0054
Durée	0,1302	0,0096	0,1412	0,0118	0,0560	0,0082	0,0927	0,0073
Durée^2/10	-0,1002	0,0072	-0,0957	0,0092	-0,0674	0,0065	-0,0823	0,0060
Constant	0,6255	0,0290	0,8052	0,0371	0,7277	0,0218	0,6300	0,0204
R^2	0,5541		0,4785		0,4928		0,5162	

* Toutes les estimations sont significatives à 1 %.

Annexe B. Détails des estimations

Comme l'ont illustré Altonji et Shakotko (1987), la matrice des covariances pour le modèle

$$W_{ijt} = \beta X_{ijt} + \alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt},$$

est

$$\Sigma_i = \mathrm{Var}[\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}] = \sigma^2_\alpha l_i l_i' + \sigma^2_\delta G_i G_i' + \sigma^2_\varepsilon I_i,$$

et l'estimation MCG de β correspond à,

$$\beta_{GLS} = \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i.}' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} X_{i.}\right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{n} X_{i.}' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} W_{i.}\right)$$

où $W_{i.}$ et $X_{i.}$ sont des observations cumulatives de W_{ijt} et X_{ijt} pour le travailleur *i*. Quand l'ensemble ou certaines des variables X sont instrumentales, l'estimateur MCG ci-dessus est appelé estimateur MCGVI. Pour obtenir les estimations MCGVI, on doit calculer les σ^2_α, σ^2_δ, et σ^2_ε, les éléments inconnus de Σ_i. On trouve ci-dessous plus de précisions sur la construction de Σ_i.

(1) Calculez les estimations des VI de β d'après les écarts des moyennes propres à l'emploi des variables explicatives endogènes à titre de variables instrumentales, et d'après b_{IV}, les estimations cohérentes de β pour calculer l'équation $\mathrm{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}) = \mathrm{var}(W_{ijt} - b_{IV}X_{ijt})$ pour usage ultérieur.

(2) Calculez σ^2_u à parti de $\mathrm{var}(u_{ijt} - u_{ij.}) = \sigma^2_u + \sigma^2_u / t_i$, où,

$$\mathrm{var}(u_{ijt} - u_{ij.}) = \mathrm{var}\,[(W_{ijt} - W_{ij.}) - \beta_{IV}(X_{ijt} - X_{ij.})].$$

Les valeurs de $W_{ij.}$ et $X_{ij.}$ constituent les moyennes propres à l'emploi de W_{ijt} et X_{ijt}. C'est possible tant qu'on peut exprimer le modèle dans l'écart de la moyenne propre à l'emploi,

$$W_{ijt} - W_{ij.} = \beta (X_{ijt} - X_{ij.}) + (u_{ijt} - u_{ij.}).$$

(3) Déduisez σ^2_δ au moyen de σ^2_u (à partir de l'étape (2)) et $\mathrm{var}[(\delta_{ij} - \delta_{i.}) + (u_{ijt} - u_{i..})]$. Cette dernière valeur est obtenue au moyen de β_{IV} dans l'écart de la moyenne propre à l'employé du modèle,

$$W_{ijt} - W_{i..} = (\delta_{ij} - \delta_{i.}) + \beta (X_{ijt} - X_{i..}) + (u_{ijt} - u_{i..}).$$

(4) Calculez σ^2_α au moyen de $\mathrm{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt})$ à partir de l'étape (1) et les valeurs σ^2_δ et σ^2_u obtenues ci-dessus.

(5) Établissez Σ pour chaque travailleur. On obtient les estimations MCGVI en exécutant l'estimation des VI de $W^*_{ijt} = (\Sigma_i)^{-.5} (W_{ijt})$ $X^*_{ijt} = (\Sigma_i)^{-.5} (X_{ijt})$, avec $X^*_{ijt} - X^*_{ij.}$ à titre de variables instrumentales des variables X pouvant être endogènes.

Bibliographie

Altonji, J and R. Shakotko (1987), "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic studies* 54,437-459.

Beaudry P. and D. Green (1997), "Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends", NBER Working paper, #6132.

Bratsberg B. and D. Terrell (1998), "Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men", *Journal of Human Resources*, 33(3), 658-82.

Card, D (1999) "The Causal Effect of Education on Earnings", in Handbook of Labour Economics, O. Ashenfelter and D. Card edited, Elsevier Science B. V.

Dickens, W. and K. Lang (1985), "A Test of Dual labor Market Theory", *American Economics Review* Vol. 75, No. 4, 792-805.

Gladden, T and C. Taber, "Wage Progression Among Less Skilled Workers." In "Finding Jobs: Work and Welfare Reform," Card D. and R. Blank ed. Russell Sage Foundation, New York, 2000.

Hausman J. and W. Taylor (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica* 49, 1377-1398.

Juhn C., K. Murphy, and B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy* 101, 410-442.

Light A. and K. McGarry (1998), "Job Change Patterns and the Wages of Young Men." *Review of Economics and Statistics* 80(2): 276-86.

Topel, R. (1991), "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority." *Jounal of Political Economy* 99(1): 145-76.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* ***par John S. Crysdale (Janvier 1989)***

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 1 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* **par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)**

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* **par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)**

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)**

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* **par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)**

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N° 121 *Un portrait des entrées et des sorties* ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N° 122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N° 123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* ***(John Baldwin)***

N° 124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N° 125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 *Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques* ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N° 128 *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises* ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N° 129 *Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990* ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N° 130 *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux* ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N° 131 *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés* ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N° 132 *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?* ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N° 133 *L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada* ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N° 134 *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N° 135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N° 136 À venir

N° 137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N° 138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N° 139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N° 140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N° 141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

No 142 Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel, **par Ross Finnie (Août 2000)**

N° 143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N° 144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N° 145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N° 146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés **par John Myles (Le 6 mars 2000)**

N° 148 Le marché du travail des années 1990 **par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)**

N° 149 Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes **par Zhengxi Lin (Août 2001)**

N° 150 Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada **par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)**

N° 151 Les multinationales et le processus d'innovation au Canada **par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)**

N° 152 Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir **par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)**

N° 153 Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural, **par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)**

N° 154 La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique, **par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)**

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 *Intensité de la faiblesse du revenu chez les Canadiens des régions urbaines et rurales de 1993 à 1997,* ***par Andrew Heisz (31 octobre 2002)***

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 *À venir*

N° 168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N° 169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N° 171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N° 172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (Decembre 2001)***

N° 173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N° 177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N° 179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N° 180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N° 182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N° 185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°. 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N° 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)*
Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?*
John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)